

***A UTILIZAÇÃO DAS INTERNAÇÕES HOSPITALARES NO
BRASIL: FATORES ASSOCIADOS, GRANDES USUÁRIOS,
REINTERNAÇÕES E EFEITO DA OFERTA DE SERVIÇOS
SOBRE O USO.***

*Tese submetida ao Programa de
Doutorado em Saúde Pública da
Escola Nacional de Saúde Pública da
Fundação Oswaldo Cruz.*

Autora: Mônica Silva Monteiro de Castro

Orientadora: Marília Sá Carvalho

Co - orientadora: Cláudia Maria de Rezende Travassos

Data da defesa: 02/03/2004.

A UTILIZAÇÃO DAS INTERNAÇÕES HOSPITALARES NO BRASIL: FATORES ASSOCIADOS, GRANDES USUÁRIOS, REINTERNAÇÕES E EFEITO DA OFERTA DE SERVIÇOS SOBRE O USO.

Mônica Silva Monteiro de Castro

TESE SUBMETIDA AO CORPO DOCENTE DA ESCOLA NACIONAL DE SAÚDE PÚBLICA COMO PARTE DOS REQUISITOS NECESSÁRIOS À OBTENÇÃO DO GRAU DE DOUTOR EM CIÊNCIAS EM SAÚDE PÚBLICA.

Aprovada por:

**Profa. Marilia Sá Carvalho
(Presidente)**

Profa. Rejane Sobrinho Pinheiro

Profa. Maria Fernanda Furtado de Lima e Costa

Prof. Iuri da Costa Leite

Profa. Joyce Mendes de Andrade Schramm

**Profa. Claudia Maria de Rezende Travassos
(Co-orientadora)**

Defesa da defesa: 02/03/2004.

Catálogo na fonte
Centro de Informação Científica e Tecnológica
Biblioteca da Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca

C355u Castro, Mônica Silva Monteiro de
A utilização das internações hospitalares no Brasil:
fatores associados, grandes usuários, reinternações e efeito
da oferta de serviços sobre o uso./ Mônica Silva Monteiro
de Castro. Rio de Janeiro : s.n., 2004.
101p., tab, graf

Orientadores: Carvalho, Marília Sá; Travassos, Cláudia
Maria de Rezende

Tese de Doutorado apresentada à Escola Nacional de
Saúde Pública.

1. SUS (BR) 2. Serviços de Saúde-utilização
3. Tempo de Internação 4. Readmissão do Paciente

CDD - 20.ed. – 362.110981

A todas as pessoas que de alguma forma contribuíram para que esta Tese fosse realizada, em especial ao meu marido Renato Martins Assunção e aos meus pais Isa Silva Monteiro de Castro e José Olympio Nardelli Monteiro de Castro.

Agradecimentos

- Às minhas orientadoras, Profas. Marília Sá Carvalho e Cláudia Maria de Rezende Travassos, por tudo o que me ensinaram e por todo o apoio recebido durante o desenvolvimento deste trabalho;
- Ao Renato, pelo companheirismo nos bons e maus momentos ao longo destes quatro anos de desenvolvimento desta Tese;
- Aos meus colegas do Programa de Doutorado da Escola Nacional de Saúde Pública, em especial Enirtes, Eva e Virgínia, pelo companheirismo e pelo apoio logístico;
- Aos meus colegas da Gerência de Regulação da Secretaria Municipal de Saúde de Belo Horizonte;
- A Dra. Roseli da Costa Oliveira e ao Dr. Helvécio Miranda Magalhães Júnior, por terem sempre acreditado no meu trabalho;
- Ao Dr. Jorge Nahas, por tudo o que ele me ensinou sobre gestão hospitalar;
- Aos meus companheiros de trabalho do Hospital Público Regional de Betim, de onde vieram os dados utilizados no segundo artigo desta tese;
- Aos companheiros do Laboratório de Estatística Espacial (LESTE) do Departamento de Estatística da Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG);
- À Viviane Alves Vieira, pela colaboração em momentos importantes;
- A Priscilla Mouta Marques, pela atenciosa revisão de textos;
- Aos meus pais, pelo apoio incondicional;
- À minha irmã Cristina, que mesmo de muito longe torcia para que tudo desse certo;
- À minha família, pelo interesse e confiança demonstrados no meu trabalho.
- A todas as pessoas que de uma forma ou de outra estiveram ao meu lado neste longo e sofrido, porém recompensador, processo de desenvolvimento de uma Tese de Doutorado.

“A prova do acesso consiste na utilização de um serviço, não somente na existência do mesmo. Desta maneira, o acesso pode ser medido pelo nível de utilização em relação à necessidade. Não obstante, devemos reconhecer que a avaliação da necessidade que os clientes fazem difere daquela que os profissionais fazem. Além disso, é preciso distinguir dois componentes na utilização de serviços: a iniciação e a continuação. Isto se deve a que existem diferentes fatores que podem influenciar a cada um desses componentes, embora cada fator individualmente possa afetar a ambos. É importante ressaltar que as barreiras que se interpõem ao acesso não são somente de origem econômica, mas também psicológica, informativa, social, organizacional, espacial e temporal, entre outras”.

Avedis Donabedian

Resumo: A utilização das internações hospitalares no Brasil: fatores associados, grandes usuários, reinternações e efeito da oferta de serviços hospitalares sobre o uso.

A análise da utilização de serviços de saúde, notadamente das internações hospitalares, é um assunto importante para o Brasil, face ao grande volume de recursos empregados e face à proposta do Sistema Único de Saúde (SUS) de atender a população brasileira de forma equitativa. Esta Tese de Doutorado analisou alguns aspectos da utilização das internações hospitalares no Brasil.

Na **Introdução**, é apresentada uma revisão da literatura sobre utilização de serviços de saúde no Brasil após a implantação do SUS. Esta revisão foi feita com o objetivo de conhecer e apresentar de forma resumida o estado da arte desta área de pesquisa no Brasil e de subsidiar a discussão dos resultados da Tese.

No **Primeiro Artigo**, *Fatores Associados às Internações Hospitalares no Brasil*, publicado na revista *Ciência & Saúde Coletiva*, a partir de um modelo teórico bastante utilizado de uso de serviços de saúde, foi feita uma análise dos fatores associados às internações hospitalares e aos grandes usuários de serviços de saúde no Brasil, a partir dos dados do Suplemento Saúde da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), realizada em 1998. Uma ênfase importante da discussão deste artigo é na equidade do uso das internações hospitalares.

No **Segundo Artigo**, *Fatores Associados às Readmissões Hospitalares em um Hospital Geral Brasileiro*, submetido para publicação aos *Cadernos de Saúde Pública*, foi feita uma análise dos fatores associados às reinternações hospitalares no Hospital Público Regional de Betim, Minas Gerais, a partir de dados do Sistema de Informação Hospitalar do SUS (SIH-SUS). Este artigo utilizou modelos estatísticos de sobrevivência apropriados para a análise de eventos repetidos, cujo desenvolvimento e aplicação em dados de saúde é recente.

No **Terceiro Artigo**, *Efeito da Oferta de Serviços de Saúde no Uso de Internações Hospitalares no Brasil*, submetido para publicação à *Revista de Saúde Pública*, o modelo utilizado no primeiro artigo foi expandido, de forma a incluir como variáveis explicativas medidas da oferta de serviços de saúde. Foram utilizados modelos hierárquicos em dois níveis, sendo o primeiro nível o indivíduo e o segundo a unidade da federação onde reside o indivíduo.

Na **Conclusão**, os resultados principais das análises feitas foram confrontados entre si e discutidos sob a ótica do sistema de saúde brasileiro.

Palavras-Chave: utilização de serviços de saúde, readmissão do paciente, grandes usuários, provisão & distribuição de serviços de saúde.

Abstract: Hospital admissions utilization in Brazil: associated factors, heavy users, readmissions and effect of health services supply on hospital use.

The analysis of health services utilization, with special attention to hospital admissions, is an important subject in Brazil. Brazilian government spends a great amount of resources in hospital care and equity is one of the main goals of Brazilian Unified Health System (Sistema Único de Saúde - SUS). This PhD thesis analyzed some aspects of hospital admissions utilization in Brazil.

In the **Introduction**, we presented a literature review on health services utilization in Brazil after the implantation of SUS. This review was made in order to summarize the state of art of this research area in Brazil and to subsidize the discussion of the thesis results.

In the **First Paper**, *Analysis of hospital admissions associated factors in Brazil*, published in *Ciência & Saúde Coletiva*, using a theoretical model of health services utilization, we made an analysis of hospital admission associated factors and of factors associated with heavy users of hospital services in Brazil, using data from the health supplement of the National Household Survey (PNAD), carried through in 1998. An important emphasis of this paper discussion was the equity of hospital admissions utilization.

In the **Second Paper**, *Factors Associated with Readmission to a General Hospital in Brazil*, submitted for publication in *Cadernos de Saúde Pública*, we made an analysis of factors associated with hospital readmission in Betim Regional Public Hospital, Minas Gerais, using data of SUS Hospital Information System (Sistema de Informações Hospitalares - SUS). We used survival analysis statistical models adequate to analyze repeated events, whose development and application in health data are recent.

In the **Third Paper**, *Effect of Health Services Supply on Hospital Admission Utilization in Brazil*, submitted for publication in *Revista de Saúde Pública*, we expanded the model used in the first paper, in order to include measures of health services supply as explanatory covariates. We used hierarchical models in two levels, the first level the being the person and the second level the Brazilian federative unit where the person lives.

In the **Conclusion**, we compared and discussed the three papers main results, considering Brazilian health system characteristics.

Key words: health services utilization, patient readmission, heavy users, health services supply and distribution.

Sumário

CAPÍTULO 1 – Introdução	1
CAPÍTULO 2 – Primeiro artigo	24
CAPÍTULO 3 – Segundo artigo	42
CAPÍTULO 4 – Terceiro artigo	69
CAPÍTULO 4 – Conclusão	97

INTRODUÇÃO

Desigualdades Sociais e Utilização de Serviços de Saúde no Brasil após a Implantação do Sistema Único de Saúde – Breve Revisão da Literatura

A utilização de serviços de saúde, incluindo as internações hospitalares, é um tema importante da pesquisa em serviços de saúde. No Brasil, este tema apresenta uma relevância especial, devido à presença do Sistema Único de Saúde (SUS). O SUS financia serviços de atenção hospitalar e ambulatorial em todo o país, além de exercer funções de saúde pública típicas do estado, tais como vigilância sanitária e epidemiológica. Por definição constitucional, o SUS deve assistir a toda a população brasileira de forma universal, igualitária e hierarquizada.

Tradicionalmente, a produção científica brasileira que analisa acesso e uso de serviços ambulatoriais é bem mais vasta do que aquela que analisa acesso e uso de internações hospitalares. Possíveis explicações para este fato incluem a existência, já tradicional, de programas específicos para o setor ambulatorial, como os voltados para a saúde da criança e da mulher; a maior familiaridade, por razões históricas, da maioria dos profissionais da saúde pública com a atenção ambulatorial; a grande complexidade das unidades hospitalares; e a pouca integração dessas unidades aos sistemas municipais e estaduais de saúde no Brasil.

O estudo da utilização das internações hospitalares torna-se prioritário, no cenário atual de intensa e pouco regulada incorporação tecnológica na área da saúde, resultando em custos crescentes para o setor; de grandes mudanças no perfil dos pacientes internados, sendo os pacientes menos graves tratados no nível ambulatorial, ficando a internação hospitalar cada vez mais para os casos mais graves e de custo mais elevado; e de importante crise no setor hospitalar que presta serviços ao SUS, seja ele público, filantrópico ou privado, devido à gestão não profissional e ao desequilíbrio receita-despesa.

Motivada pelo panorama apresentado acima, esta Tese teve como objetivo analisar a utilização de serviços hospitalares no Brasil em período posterior à implantação do SUS. Na introdução, apresenta-se uma revisão da produção de pesquisa sobre desigualdades sociais e utilização de serviços de saúde ambulatoriais e hospitalares no Brasil, após a criação do SUS, com o objetivo de sistematizar esta produção.

A busca de artigos foi realizada em julho de 2003 nas seguintes bases bibliográficas: MEDLINE, SCIELO e periódicos CAPES. Foram utilizadas as seguintes palavras-chave,

com os seus equivalentes em inglês entre parênteses: acesso (access), internação (admission), utilização (utilization), serviço de saúde (health service), equidade (equity) e desigualdade (inequality).

Foram selecionados apenas artigos sobre utilização de serviços de saúde no Brasil publicados após 1990, com o objetivo de limitar a análise a dados referentes ao período posterior à criação do SUS. Não se colocou nenhuma restrição quanto ao desenho do estudo e não se incluíram artigos referentes a desigualdades na qualidade do cuidado médico. Foram agregados à revisão artigos selecionados na bibliografia dos textos analisados, quando pertinentes. O primeiro artigo desta tese, que já estava publicado e preencheu os critérios de seleção, foi incluído nesta revisão.

Construiu-se uma tabela de sistematização, contendo as seguintes categorias analíticas: ano de publicação, ano do estudo, fontes de dados, população estudada, variável resposta analisada, variáveis sociais consideradas, forma de operacionalização das variáveis sociais, metodologia utilizada e principais resultados. Foi feita também uma tabela resumindo os achados para as principais categorias analíticas.

Foram identificados ao todo vinte e três artigos. Uma descrição resumida de cada artigo pode ser vista na Tabela 1 e o resumo de suas características pode ser visto na Tabela 2. O primeiro artigo selecionado foi publicado em 1995 e os mais recentes em 2003. Pode-se observar um aumento da produção a partir de 2000, com pico em 2002. Os dados utilizados mais antigos datavam de 1989 e os mais recentes eram de 2000, abrangendo um período de onze anos. Houve concentração da utilização de dados da PNAD 1998 e de dados de amostras populacionais coletados em 1996. A PNAD 1998 tinha a particularidade de possuir um suplemento especial sobre saúde, e a concentração de artigos analisando esses dados possivelmente é devido à publicação de um número especial da Revista Ciência e Saúde Coletiva. Quase metade dos estudos analisou dados do Brasil ou de suas regiões. Quanto aos estados, São Paulo e o Rio Grande do Sul apresentaram maior volume de artigos com dados primários, seguidos por Minas Gerais e Rio de Janeiro. Quase metade dos estudos analisou dados de população geral, sendo que se considerou também como população geral os estudos que excluíram apenas recém-nascidos ou crianças menores de um ou dois anos. Os outros estudos analisaram dados de crianças, adultos ou de idosos.

As variáveis-respostas mais utilizadas foram o uso de serviços de saúde em geral e o uso das internações hospitalares, seguidos do uso de consultas e de internações e consultas. Dois artigos trabalharam com variáveis-respostas que não são medidas diretas de uso, no

caso uma medida de acessibilidade (possuir plano de saúde) (Lima-Costa et al., 2002) e uma medida de necessidade (presença de doenças crônicas) (Almeida et al., 2002), e usaram a internação hospitalar como variável explicativa. A preocupação de ambos em discutir aspectos de desigualdade social motivou a permanência deles nesta revisão. Dois estudos (Néri & Soares, 2002; Gomes & Tanaka, 2003) trabalharam apenas com procura de serviços de saúde como variável-resposta.

Renda, escolaridade, raça, ocupação e localização da residência, nesta ordem, foram as variáveis sociais mais empregadas, sendo que apenas dois estudos trabalharam com a categoria classe social. É interessante notar que a maioria dos artigos utilizou mais de uma medida de nível sócio-econômico, o que garante um melhor ajuste, por explorar as desigualdades sociais em várias dimensões.

Quanto à operacionalização das variáveis sociais, a renda foi incorporada em faixas de salário-mínimo ou em quintis ou decis. Mais frequentemente foi utilizada a renda da família, mas em alguns casos a renda individual foi utilizada. A escolaridade foi incorporada em anos completos, em geral categorizada em grupos, para o indivíduo, para o chefe da família, para o pai ou para a mãe. A raça, em geral, foi categorizada em branca e não-branca. O local de residência utilizado foi o bairro, município ou unidade da federação de residência, de acordo com a informação disponível.

A operacionalização da ocupação mostrou-se mais diversificada. Dois estudos (Yazzle-Rocha et al., 1997 e Yazzle-Rocha & Simões, 1999) usaram um agrupamento das codificações da Classificação Brasileira de Ocupações em estratos sociais, a saber: profissionais, intermédios, qualificados não manuais, qualificados manuais, semi-qualificados e não-qualificados. Travassos et al. (2002) trabalharam com dez categorias que levaram em consideração a inserção ou não do indivíduo no mercado de trabalho: empregados no mercado formal, empregados no mercado informal, empregadores, autônomos, auto-consumo, desempregados, aposentados, estudantes, afazeres domésticos e outros. Noronha & Andrade (2002) trabalharam reunindo doze posições na ocupação classificadas pela PNAD 1998 em sete grupos: empregados com carteira assinada, militares e funcionários públicos, empregados sem carteira assinada, trabalhadores domésticos, trabalhadores por conta própria, trabalhadores para o próprio consumo / uso e não remunerados. Gomes & Tanaka (2003) trabalharam com presença ou ausência de atividade remunerada e Mendonza-Sassi et al. (2003) trabalharam com presença ou ausência de desemprego.

Para tratar da classe social, Costa & Fachini (1997) trabalharam com duas diferentes propostas: a operacionalização do conceito de classe social proposta por Bronfman et al. (apud Costa & Fachini, 1997) para dados epidemiológicos, levando em consideração a propriedade dos meios de produção, e a classificação da Associação Brasileira de Institutos de Pesquisa de Mercados (ABIPEME), baseada na acumulação de bens materiais e na escolaridade. A primeira classificação dividia os indivíduos em: burguesia, nova pequena burguesia, pequena burguesia tradicional, proletariado não típico, proletariado e sub-proletariado. A segunda classificou os indivíduos em classes A, B, C, D e E. César et al. (1997) também usaram a classificação baseada na propriedade dos meios de produção.

A cobertura por plano de saúde foi incluída como variável explicativa em oito artigos. Três estudos (Guerra et al., 2001; Lima-Costa et al., 2002; Almeida et al., 2002) usaram consultas médicas como variável explicativa, respectivamente para o uso de internações hospitalares, ter plano de saúde e presença de doenças crônicas. Costa & Fachini (1997) utilizaram internação hospitalar como variável explicativa para explicar consulta médica e verificaram que as pessoas que tinham sido hospitalizadas consumiram três vezes mais consultas médicas.

Métodos de análise multivariada foram utilizados por quatorze artigos, com grande concentração de estudos que utilizaram regressão logística. Alguns artigos utilizaram metodologias menos usadas no campo da saúde pública, como regressão multinomial (Guerra et al., 2001; Castro et al., 2002) ou de Poisson (Costa & Fachini, 1997; Mendonza-Sassi et al., 2003). Todavia, apareceram também estudos utilizando metodologias mais sofisticadas, como modelos hierárquicos (Travassos et al., 2002), teoria dos conjuntos difusos (Sawyer & Leite, 2002) e modelos econométricos (Noronha & Andrade, 2002). Nunes et al. (2001) usaram curvas de concentração para a análise das desigualdades.

Quanto aos resultados, em geral, os estudos apontaram que o uso de serviços de saúde foi maior para pessoas de maior renda, que tinham planos de saúde e que moravam em áreas de melhor padrão de vida. Almeida et al. (2000) encontraram que as pessoas mais pobres usaram mais postos e centros de saúde e serviços de emergência e internações hospitalares e menos serviços ambulatoriais especializados e consultórios médicos. Nunes et al. (2001) mostraram que, para grupos de renda mais baixa, predominaram as internações e consultas SUS e para grupos de renda mais alta predominaram as internações e consultas não SUS.

Os indivíduos mais pobres, de classe social mais baixa, de menor escolaridade, que tinham planos de saúde e que eram de raça branca tiveram mais internações hospitalares. Guerra et al. (2001) mostraram que houve associação entre restrição financeira à aquisição de medicamentos e internações. Este estudo mostrou também que os fatores associados à primeira internação eram diferentes dos fatores associados às demais. Castro et al. (2002) mostraram que fatores sócio-econômicos não se mostraram associados à segunda internação, enquanto que renda, escolaridade e cobertura por plano de saúde foram associados à primeira internação e às reinternações subsequentes à segunda. Castro et al. (2002) mostraram que havia associação positiva entre menor renda e internações hospitalares apenas quando o modelo foi ajustado por variáveis capacitantes.

Os indivíduos mais ricos, de classe social mais alta, de maior escolaridade, que possuíam planos de saúde e serviço de saúde de uso regular tiveram mais consultas médicas. É interessante notar que, para consultas médicas, estes achados são mais variáveis do que para internações, sendo que em alguns estudos foram encontrados inclusive efeitos inversos aos descritos acima. Por exemplo, um estudo (Noronha & Andrade, 2002) mostrou que, em São Paulo, a desigualdade no uso de consultas ocorreu em favor dos indivíduos mais pobres, enquanto que nos outros estados da região Sudeste esta desigualdade ocorreu em favor dos indivíduos mais ricos. Já um estudo no Rio Grande do Sul (Mendonza -Sassi et al., 2003) mostrou interação entre educação e renda, de forma que cada ano de escolaridade aumentava o uso dos mais pobres e reduzia o dos mais ricos. Possíveis razões para essas diferenças são variações regionais na utilização de serviços de saúde, utilização de diferentes recortes de faixa etária, de diferentes níveis de desagregação (estados, municípios, áreas dentro de um município, indivíduos) e diferentes conformações dos sistemas de saúde regionais ou locais.

A procura por serviços de saúde em geral foi maior para as pessoas de maior renda, de classe social mais alta, de maior escolaridade, que tinham planos de saúde, que eram de raça branca e residentes em área urbana. As pessoas que tinham planos de saúde de servidor público procuraram menos os serviços de saúde. A ocupação também foi associada à procura de serviços. Os indivíduos mais pobres procuraram mais por motivo de doenças e os mais ricos procuraram mais para exames de rotina e prevenção.

O uso de serviços públicos foi maior para as pessoas de menor renda, de classe social mais baixa, de menor escolaridade, que tinham planos de saúde e de raça branca. Ocupação foi associada ao uso de serviços públicos.

O local de moradia foi um fator explicativo importante. Travassos et al. (1995) mostraram que o padrão de desigualdades regionais no uso de serviços de saúde (ou seja, entre regiões) dependeu do padrão de desenvolvimento das regiões, enquanto as desigualdades no uso entre grupos sociais (ou seja, intra-regiões) dependeram da renda dos indivíduos e não tiveram relação com o desenvolvimento das regiões. Travassos et al. (2000) mostraram que as taxas de uso foram maiores no sudeste e que houve diminuição das desigualdades regionais e de renda entre 1989 e 1996. Nunes et al. (2001) mostraram que a variação das taxas de internação SUS e do número médio de consultas SUS por habitante não dependeu do nível de desenvolvimento do estado. Sawyer & Leite (2002) encontraram que perfis de consumo construídos a partir de fatores predisponentes, capacitantes e de necessidades foram associados à unidade da federação de residência do indivíduo e ao número de moradores do domicílio. Além disso, neste estudo as chances de procura também variaram para diferentes estados brasileiros.

No Rio de Janeiro, um estudo (Pinheiro & Travassos, 1999) apontou para interação entre local de moradia e renda, de forma que nas áreas mais ricas a renda não afetou o uso, enquanto que nas áreas mais pobres este efeito ocorreu. Além disso, as pessoas mais pobres das áreas mais ricas usaram relativamente mais serviços do que os mais pobres em áreas mais pobres. Costa & Fachini (1997) encontraram que em Pelotas os moradores dos bairros utilizaram mais o sistema público do que os moradores do centro da cidade e que as pessoas que moravam mais próximas do centro de saúde utilizaram mais o sistema público.

Algumas dificuldades encontradas neste processo de revisão merecem comentário. Em primeiro lugar, a grande quantidade de informações existentes nos trabalhos analisados dificultou o resumo dos mesmos. Em segundo lugar, poucos estudos basearam-se em (ou mencionaram claramente) um modelo teórico de consumo de serviços de saúde. Além disso, quando havia um modelo teórico, estes modelos não eram necessariamente concordantes entre si, do ponto de vista das variáveis explicativas incluídas no modelo estatístico e da hierarquia entre as mesmas. De toda forma, a consistência dos resultados encontrados, mesmo quando foram empregados diferentes modelos teóricos, reforça os resultados relatados nos artigos e resumidos nesta revisão.

Em terceiro lugar, houve uma grande variabilidade nas variáveis sociais utilizadas e na sua forma de operacionalização, dificultando as comparações. Em quarto lugar, algumas metodologias empregadas podem gerar resultados pouco confiáveis. Por exemplo, estudos

que não utilizaram métodos de análise multivariada ou estratificação não permitem controlar o efeito das variáveis sociais no uso por sexo, idade e necessidades de saúde, fatores estes de efeito comprovado sobre o uso. Entretanto, a quantidade de métodos multivariados empregados mostra o crescimento da área de pesquisa em serviços de saúde no Brasil, ressaltando que a consistência dos resultados encontrados quando diferentes metodologias foram utilizadas também fortalecem as conclusões desta revisão.

Os principais resultados dessa revisão podem ser resumidos da seguinte forma: por um lado, existiu uma grande semelhança entre os fatores associados ao uso de serviços públicos e às internações hospitalares, ambos favoráveis às pessoas de pior nível sócio-econômico. Por outro lado, os fatores associados ao uso de consultas e à procura de serviços de saúde em geral foram ambos mais favoráveis às pessoas de melhor nível sócio-econômico. Plano de saúde foi associado de forma positiva a todas as medidas de uso.

Pode-se dizer que, no Brasil, o uso das internações e de serviços públicos ocorreu de forma mais equitativa do que o uso das consulta médicas e do que a procura de serviços de saúde. O conjunto dos resultados encontrados contribuiu enormemente para o entendimento de como está ocorrendo o uso de serviços de saúde no Brasil, contextualizando a proposta desta Tese, que coloca novas questões referentes à utilização de internações hospitalares no Brasil.

Referências Bibliográficas

1. Almeida, C.; Travassos, C.; Porto, S. E Labra, M.E., 2000. Health sector reform in Brazil: a case study of inequity. *International. Journal of Health Services*, 30:129-162.
2. Almeida M.F.; Barata, R.B.; Monteiro C.V. & Silva Z.P., 2002. Prevalência de doenças crônicas auto-referidas e utilização de serviços de saúde. *Ciência & Saúde Coletiva*, 7(4):734-756.
3. Castro, M.S.M., Travassos, C. & Carvalho, M. S., 2002. Fatores Associados às Internações Hospitalares no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, 7(4):795-811.
4. Cesar, C.L.G. & Tanaka, O.Y., 1996. Inquérito domiciliar como instrumento de avaliação de serviços de saúde: um estudo de caso na região sudoeste metropolitana de São Paulo. *Cadernos de Saúde Pública*, 12(2):59-70.
5. César J.A.; Horta, B.L.; Gomes G.; Shehadeh, I.; Chitolina J.; Rangel, L.; Saraiva, A.O. & Oliveira, A.K., 2002. Utilização de serviços de saúde por menores de cinco anos no extremo Sul do Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, 18(1):299-305.
6. César, J.A.; Victora, C.G.; Barros, F.C.; Ramos, F.A.; Albernaz, E.P.; Oliveira, L.M.; Halpern R.; Breitenbach A.; Stone, M.H. & Fracalossi, V., 1996. Hospitalizações em menores de um ano pertencentes a duas coortes de base populacional no Sul do Brasil: tendências e diferenciais. *Cadernos de Saúde Pública*, 12(Supl. 1):67-71.
7. César, J.A.; Victora, C.G.; Santos, I.S.; Barros, F.C.; Albernaz, E.P.; Oliveira, L.M.; Flores, J.A.; Horta, B.L.; Weiderpass E.; Halpern R., 1997. Hospitalização por Pneumonia: influência de fatores sócio-econômicos e gestacionais em uma coorte de crianças no Sul do Brasil. *Revista de Saúde Pública*, 31(1): 53-61.
8. Costa, J.S.D. & Facchini, L.A., 1997. Utilização de serviços ambulatoriais em Pelotas: onde a população consulta e com que frequência. *Revista de Saúde Pública*, 31:360-369.
9. Gomes K.R.O. & Tanaka, A.C.A., 2003. Morbidade referida e uso de serviços de saúde por mulheres trabalhadoras, Município de São Paulo. *Revista de Saúde Pública*, 31:75-82.

10. Guerra, H.L.; Firmo, J.O.A.; Uchoa, E. & Lima-Costa, M.F., 2001. The Bambuí Health and Aging Study (BHAS): factors associated with hospitalization of the elderly. *Cadernos de Saúde Pública*, 17:1345-1356.
11. Lima-Costa, M.F.F.; Guerra, H.L.; Firmo, J.O.A.; Vidigal, P.G.; Uchoa, E. & Barreto, S.M., 2002. The Bambuí Health and Aging Study (BHAS): private health plan and medical care utilization by older adults. *Cadernos de Saúde Pública*, 18(1):177-186.
12. Mendoza-Sassi, R.; Béria, J.U. & Barros, A.J., 2003. Outpatient health service utilization and associated factors: a population-based study. *Revista de Saúde Pública*, 37:372-378.
13. Néri, M. & Soares, W., 2002. Desigualdade social e saúde no Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, 18:77-87.
14. Noronha, K.V.M.S. & Andrade, M.V., 2002. Desigualdade social no acesso aos serviços de saúde na região Sudeste do Brasil. In: Anais do Seminário Sobre a Economia Mineira. Belo Horizonte: UFMG / CEDEPLAR, (CD-ROM).
15. Nunes, A.; Santos, J.R.S.; Barata, R.B. & Viana, S.R., 2001. Medindo as Desigualdades em Saúde no Brasil: Uma Proposta de Monitoramento. Brasília: OPAS/OMS/IPEA.
16. Pinheiro, R.S. & Travassos, C., 1999. Estudo da desigualdade na utilização de serviços de saúde por idosos em três regiões da cidade do Rio de Janeiro. *Cadernos de Saúde Pública*, 15:487-496.
17. Sawyer, D.O.; Leite, I.C. & Alexandrino, R., 2002. Perfis de Utilização de Serviços de Saúde no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva* 7(4):757-776.
18. Silva, N.N.; Pedroso, C.G.; Puccini, R.F. & Furlani, W.J., 2000. Social inequalities and health services use: evidences from a stratified household survey. *Revista de Saúde Pública*, 34:44-49.
19. Travassos, C.; Fernandes, C. & Pérez, M., 1995. *Desigualdade Social, Morbidade e Uso de Serviços de Saúde no Brasil*. Série Estudos nº 4, Rio de Janeiro.
20. Travassos, C.; Viacava F.; Fernandes, C. & Almeida, C.M., 2000. Desigualdades Geográficas e Sociais na Utilização dos Serviços de Saúde no Brasil. *Ciência & Saúde Coletiva*, 5:133-149.

21. Travassos, C.; Viacava, F.; Pinheiro, R.S. & Brito, A., 2002. Utilização dos serviços de saúde no Brasil: gênero, características familiares e condições sociais. *Revista Panamericana de Saúde Pública*, 11(5/6):365-373.
22. Yazlle-Rocha, J.S.; Simões, B.J.G.; Guedes, G.L.M., 1997. Assistência Hospitalar como Indicador da Desigualdade Social. *Revista de Saúde Pública*, 31(5):479-487.
23. Yazlle-Rocha, J.S.; Simões, B.J.G., 1999. Estudo da assistência hospitalar pública e privada em bases populacionais, 1986-1996. *Revista de Saúde Pública*, 33(1):44-54.

Tabela 1 - Artigos sobre utilização de serviços de saúde no Brasil

Autores	Ano de publicação	Ano do estudo	Fonte de dados e população estudada	Variáveis-respostas	Variáveis sociais	Forma de operacionalização das variáveis sociais	Metodologia	Principais resultados
Travassos et al.	1995	1989	Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição (PNSN) > 2 anos	Uso	Renda Religião		Análise Bivariada	Desigualdades regionais no uso, relacionadas ao grau de desenvolvimento da região. Desigualdades intra-regionais no uso relacionadas à renda, sem relação com grau de desenvolvimento.
César & Tanaka	1996	1989 /1990	Amostra de população de oito municípios da Grande São Paulo	Procura Consulta médica Internação	Escolaridade Tipo de serviço Condição de moradia	Do chefe da família e da mãe, em anos. Público e privado Tipo de construção e saneamento	Análise Bivariada	A procura aumentou com a escolaridade. A participação do setor público diminuiu e a do setor privado aumentou com o aumento da renda e da escolaridade do chefe da família e da mãe.
César et al.	1996	1982 e 1993	Coorte de nascidos vivos em Pelotas (RS)	Internações no primeiro ano de vida, por diarreia e outros motivos.	Renda	Familiar em salários mínimos	Análise Bivariada	As crianças mais pobres se internaram mais.

Costa & Fachini	1997	1992	Amostra de população em Pelotas (RS) Adultos (20-69 a)	Consulta médica Tipo de serviço (público x outros)	Classe social Escolaridade Acessibilidade Internação	Propriedade dos meios de produção: Burguesia e nova pequena burguesia Pequena burguesia tradicional Proletariado não típico Proletariado típico Subproletariado ABIPEME*: A, B, C, D e E. Em anos Distância e Local de residência	Regressão de Poisson Regressão Logística	As classes A e B consumiam mais consultas As pessoas hospitalizadas consumiram três vezes mais consultas Quanto mais baixa a classe social e menor a escolaridade maior utilização do sistema público. Os moradores residentes nos bairros da cidade (em relação ao centro) e que residiam mais próximos do centro de saúde usaram mais o sistema público.
César et al.	1997	1993-1994	Coorte de nascidos vivos em Pelotas (RS)	Internações por pneumonia	Classe social Renda Escolaridade	Propriedade dos meios de produção Familiar em salários mínimos Em anos, materna e paterna.	Regressão logística	Classe social e escolaridade materna foram inversamente relacionadas à internação hospitalar.

Yazze - Rocha et al.	1997	1993	Residentes em Ribeirão Preto (SP)	Internações, excluídas as de recém-nascidos.	Nível ocupacional	Agrupamento da CBO** em estratos sociais: Profissionais Intermédios Qualificados não manuais Qualificados manuais Semi-qualificados Não qualificados	Análise bivariada	Os três primeiros grupos usaram mais os serviços privados e os três últimos usaram mais o serviço público.
Pinheiro & Travassos	1999	1989	Amostra de população em três áreas do município do Rio de Janeiro Idosos (> 60 anos)	Uso do serviço (sim ou não)	Renda Escolaridade Local de residência	Familiar per capita Segundo grau ou acima Até segundo grau Interação entre área e renda	Regressão Logística	<p>Maior renda, morar em área de melhor padrão de vida e ter direito a utilizar serviços privados foram associados a maior chance de utilização.</p> <p>Houve interação entre área de residência e renda: nas áreas mais ricas a renda não afetou o uso, enquanto que nas áreas mais pobres este efeito ocorreu.</p> <p>Os mais pobres das áreas mais ricas usaram mais serviços do que os mais pobres em áreas mais pobres.</p>

Yazzle - Rocha & Simões	1999	1986 a 1996	Residentes em Ribeirão Preto (SP)	Internações em hospitais gerais, excluídas as de recém-nascidos.	Nível ocupacional	Agrupamento da CBO** em estratos sociais	Análise Bivariada	Os quatro primeiros grupos usaram mais os serviços privados e os dois últimos usaram mais o serviço público.
Almeida et al.	2000	1989	PNSN	Uso de serviços, global e por tipo de serviço. Procura de serviços	Renda	Em quintis	Análise Bivariada	O uso de serviços como um todo aumentou com o aumento da renda. As pessoas mais ricas usaram mais os serviços privados e as mais pobres os serviços públicos. As pessoas mais pobres procuraram menos e tiveram menor demanda atendida. As pessoas mais pobres usaram mais postos e centros de saúde e serviços de emergência e internação hospitalar e menos serviços ambulatoriais especializados e consultórios médicos.
Silva et al.	2000	1996	Amostra de população em Embu (SP) < 1 ano e família	Uso do programa local de saúde infantil	Quatro estratos de condições de vida Plano de saúde	Construídos a partir de renda, escolaridade, tipo de moradia e condições de saneamento.	Análise Bivariada	O índice de matrícula não foi igual entre os estratos. Associação entre uso do programa local e plano de saúde para um estrato de condição de vida.

Travassos et al.	2000	1989 e 1996-1997	PNSN e Pesquisa sobre Padrões de Vida (PPV) Nordeste e Sudeste (área urbana)	Taxa de Utilização de Serviços padronizado por sexo e idade Tipo de serviço utilizado	Renda Plano de Saúde	Domiciliar per capita Coberto ou não	Regressão Logística	As taxas de uso foram maiores no sudeste. Os grupos de menor renda usaram menos serviços de saúde. Houve redução nas desigualdades regionais e de renda entre 1989 e 1996. Os grupos com cobertura por plano de saúde usaram mais serviços. Os grupos de maior renda usaram mais serviços ambulatoriais e o consumo de serviços hospitalares aumentou com a diminuição da renda. Os grupos de maior renda usaram mais os serviços privados e os de menor renda usaram mais os serviços públicos.
Nunes et al.	2001	1991 1995 1999 2000	SIA-SUS SIH-SUS PNAD	Internações Consultas Ter plano de saúde	Estado de Residência Renda	Em decis	Análise bivariada Curva de concentração	A variação das taxas de internação SUS e do número médio de consultas SUS por habitante não dependeu do nível de desenvolvimento do estado. A cobertura por plano de saúde e o número médio de consultas aumentou com o aumento da renda.

								<p>A taxa de internação não variou segundo decis de renda.</p> <p>Para grupos de renda mais baixa predominaram as internações e consultas SUS e para grupos de renda mais alta predominaram as internações e consultas não-SUS.</p>
Guerra et al.	2001	1996	<p>Censo da população de Bambuí (MG)</p> <p>> 60 anos</p>	Internações	<p>Renda</p> <p>Plano de Saúde</p> <p>Consultas Médicas</p>	<p>Individual e Familiar em Salários Mínimos</p> <p>Nos últimos 12 meses</p>	<p>Regressão Logística Multinomial</p>	<p>Não houve associação com plano de saúde e renda.</p> <p>Houve associação com restrição financeira à aquisição de medicamentos</p> <p>A determinação da primeira internação é diferente das demais.</p>
Lima-Costa et al.	2002	1996	<p>Censo da população de Bambuí (MG)</p> <p>> 60 anos</p>	Ter plano de saúde	<p>Escolaridade</p> <p>Renda</p> <p>Internações</p> <p>Consultas médicas</p>	<p>Em anos</p> <p>Familiar em Salários Mínimos</p>	<p>Regressão Logística</p>	<p>Houve desigualdades sociais na cobertura por planos de saúde.</p>

Almeida et al.	2002	1998	PNAD > 15 anos	Presença de Doenças Crônicas	Escolaridade Renda Raça Local de residência Plano de Saúde Consulta Internações Procura	Em anos Familiar em salários mínimos Branca, negra e outras. Particular, empresarial ou de órgão público.	Razão de Prevalência Razão de Chances	O número médio de consultas não variou muito por faixa de renda. Para quem tinha doença crônica, ter plano de saúde foi associado a mais consultas médicas e à maior taxa de internação. Para quem tinha doença crônica, maior escolaridade e maior renda foram associados à menor taxa de internação.
Castro et al.	2002	1998	PNAD < 14 anos (crianças) e 14 e mais (adultos)	Internações	Escolaridade Renda Raça Plano de Saúde	Em anos Familiar per capita em salários mínimos Branco X outros Não, apenas um, mais de um.	Regressão Logística Regressão Logística Multinomial	Quando ajustado por fatores capacitantes, as pessoas de menor renda tiveram maior chance de internação. Os adultos de raça branca tiveram um pequeno aumento na chance de se internar. As pessoas que tinham planos de saúde tiveram maior chance de se internar. Uma segunda internação não foi associada à renda, escolaridade e plano de saúde, ao contrário de uma

								terceira ou mais.
Sawyer & Leite	2002	1998	PNAD > 15 anos Excluída a região norte	Procura habitual de serviços de saúde Procura de médicos Internações Perfis de consumo construídos a partir de fatores predisponentes, capacitantes e de necessidade.	Renda Escolaridade Raça Plano de Saúde Condição e posição na ocupação Situação do domicílio Unidade da Federação Bens de consumo	Familiar per capita Em anos Ter ou não Ocupadas X desocupadas Trabalhador com carteira, sem carteira, por conta própria e empregador. Número no domicílio	Grade of Membership (Teoria dos Conjuntos Difusos)	Consumo de serviços de saúde mostrou-se positivamente associado a: renda, escolaridade, ocupação, cobertura por plano de saúde, raça, área de residência e composição do domicílio.
Travassos et al.	2002	1998	PNAD > 10 anos Residentes em área urbana.	Uso de serviços de saúde, separado em uso de serviços curativos e uso de serviços preventivos.	Escolaridade Posição do indivíduo e do chefe da família no mercado de trabalho.	Em anos, do indivíduo e do chefe da família. Empregados no mercado formal, empregados no mercado informal, empregadores, autônomos, auto-consumo, desempregados, aposentados, estudantes,	Regressão logística Modelos hierárquicos	Houve desigualdade no uso de serviços curativos e preventivos favorecendo as pessoas de raça branca, de maior renda, de maior escolaridade e para algumas posições na ocupação. As desigualdades sociais no uso variaram entre pessoas com e sem restrição de atividades por motivo de saúde e entre homens e

					Raça	afazeres domésticos e outros Branca e não branca		mulheres. Variáveis da família não foram significativas para explicar a variação entre as famílias.
					Renda	Familiar per capita		
Néri & Soares	2002	1998	PNAD	Procura de serviços de saúde	Renda Escolaridade Raça Plano de saúde Condições do domicílio Local de residência	Do chefe da família em decis Em anos Branca X outras Sim e não e de servidor público Acesso à água, esgoto, coleta de lixo e luz elétrica. Rural e cinco categorias de urbano e UF	Regressão logística	As pessoas de raça branca, de maior renda, sem escolaridade, que tinham planos de saúde procuraram mais serviços de saúde. As pessoas que tinham planos de servidor público procuraram menos. Os mais pobres procuraram mais por doenças e os mais ricos procuraram mais para “exames de rotina e prevenção” As pessoas residentes em áreas rurais procuraram menos. Houve diferenças nas chances de procura entre as UF.
César et al.	2002	1995	Amostra da população de Rio Grande (RS) < 5 anos	Consulta (resultados só univariados) Internação	Renda Escolaridade Cor da pele	Familiar em salários mínimos Do pai e mãe, em anos. Definida pelo	Regressão logística	Menor escolaridade do pai e residir em casas de madeira ou papelão foram associados à internação. Renda, escolaridade da mãe

					Condições de moradia	entrevistador Tipo de construção, cômodos usados para dormir, água tratada, esgoto, aglomeração.		e cor da pele não foram associadas às internações.
Gomes & Tanaka	2003	1992-1993	Amostra da população do sul do município de São Paulo (SP) Mulheres de 10 a 49 anos	Procura por atendimento médico	Ocupação	Atividade remunerada: sim ou não	Análise bivariada	A procura por atendimento médico foi maior para as donas de casa do que para as mulheres com ocupação no mercado de trabalho para a maioria das queixas agudas e doenças crônicas analisadas.
Mendonza-Sassi et al.	2003	2000	Amostra da população de Rio Grande (RS) > 15 anos	Consulta médica	Renda Escolaridade Desemprego Raça Plano de saúde Fonte regular de cuidado	Familiar per capita Em anos Sim ou não Branca X outras Sim ou não Nenhum, local regular, médico regular.	Regressão de Poisson	Houve interação significativa entre renda e escolaridade, tanto para toda a população estudada quanto para a população com doenças crônicas. O grupo de baixa renda e sem educação usou menos consultas médicas, mas ao aumentar a escolaridade o uso também aumentou. Para os outros grupos de renda, o aumento da escolaridade estava associado ao menor uso. Fonte regular de cuidado e ter plano de saúde foram associados ao maior uso.
Noronha &	2002	1998	PNAD	Consulta e número	Renda	Familiar per	Regressão de	Desigualdades variaram

Andrade			Região Sudeste	de consultas médicas Internação e número de dias de permanência	Escolaridade Raça Ocupação Local de moradia	capita em decis Em nove grupos Branco X outros 12 posições na ocupação, reunidas em: Empregados com carteira assinada Militares e funcionários públicos Empregados sem carteira assinada Trabalhadores domésticos Trabalhadores por conta própria Trabalhadores para o próprio consumo / uso Não remunerados	Poisson Binomial negativo Hurdle Binomial Negativo Hurdle de Poisson	entre o uso inicial e a continuação do uso. Desigualdades na procura e no número de consultas variaram por Estado. Em MG e RJ, a decisão de consultar médico foi favorável aos mais ricos; no ES a decisão de consultar e o número de consultas foi favorável aos mais ricos; em SP ambas foram favoráveis aos mais pobres. Para internações, a desigualdade no acesso é favorável aos mais pobres.
---------	--	--	----------------	--	--	--	---	--

*ABIPEME – Associação Brasileira de Institutos de Pesquisa de Mercados

**CBO – Classificação Brasileira de Ocupações

Tabela 2 - Características dos 23 estudos analisados

Ano Publicação	1995	1	Área Geográfica	Brasil	10	
	1996	2		Rio Grande do Sul	5	
	1997	3		São Paulo	5	
	1998	0		Minas Gerais	2	
	1999	2		Rio de Janeiro	1	
	2000	3		TOTAL	23	
	2001	2		População	Geral***	10
	2002	7			Adultos	6
	2003*	3			Crianças	4
			Idosos		3	
TOTAL	23	TOTAL	23			
Ano Estudo**	1989	4	Variável Resposta	Uso em geral	7	
	1990	0		Interações	6	
	1991	0		Consultas	3	
	1992	2		Interações e Consultas	3	
	1993	3		Apenas Procura	2	
	1994	0		Outras	2	
	1995	1		TOTAL	23	
	1996	5		Variáveis Sociais	Renda	16
	1997	0			Escolaridade	14
	1998	6			Raça	8
1999	0	Ocupação	7			
2000	2	Localização da residência	7			
			Classe Social	2		
TOTAL	23	TOTAL****	54			
Fonte de Dados	Amostra população	11	Metodologia	Apenas análise bivariada	9	
	Inquéritos domiciliares	9		Análise multivariada	14	
	Dados secundários	2		TOTAL	23	
	Várias fontes	1				
TOTAL	23					

*Primeiro semestre

**Após a implantação do SUS em 1998, considerado o ano mais recente.

***Considerou-se população total quando a exclusão foi apenas de recém-nascidos ou menores de 1 ou 2 anos.

****Total difere de 23 porque cada estudo pode ter usado mais de uma variável

PRIMEIRO ARTIGO

Fatores associados às internações hospitalares no Brasil

Analysis of hospital admissions associated factors in Brazil

Mônica Silva Monteiro de Castro ¹

Cláudia Travassos ²

Marília Sá Carvalho ³

Abstract *The objective was to identify hospital admission associated factors in Brazil, analyzing if that utilization is equitable and identifying which characteristics are associated with heavy users. We analyzed data from the 1998 National Household Survey, using logistic regression and multinomial logistic regression, with normalized weights and statistical techniques to correct for design effect. We used Andersen's Behavioral Model as the theoretical model for this analysis. In model adjusted for health needs and enabling factors, people with smaller income had more chance of being admitted to hospital; and in model adjusted only for health needs people with larger income had more chance. All need variables were less related to use for people with two hospital admissions, in comparison with those with more than two admissions; and there was no association between social variables and occurrence of two admissions, but this association occurred for three or more admissions. The reduction of social inequalities in the aspects that "enable" people to use hospital admissions would reduce inequalities in this use. A health system that offers a "regular health service", besides low or any payment in the moment of use, would have a positive impact in the equity of hospital admission utilization in Brazil.*

Key words *Hospital services utilization, Heavy users, Equity*

Resumo *O objetivo foi identificar fatores associados às admissões hospitalares no Brasil, analisando se essa utilização é equitativa e identificando características associadas aos grandes usuários. A PNAD/1998 foi analisada, utilizando regressão logística e regressão logística multinomial, com pesos normalizados e técnicas estatísticas para correção do efeito de desenho. O modelo teórico utilizado foi o Comportamental de Andersen. No modelo ajustado por necessidade de saúde e fatores capacitantes, pessoas com menor renda apresentaram maior chance de se internar; o contrário ocorreu no modelo ajustado somente por necessidade de saúde. Todas as variáveis de necessidade mostraram-se menos relacionadas ao uso nas pessoas com duas internações, em comparação com aquelas com mais do que duas internações. Não houve associação entre variáveis sociais e ocorrência de duas internações, mas essa associação ocorreu para três ou mais internações. A redução das desigualdades sociais nos aspectos que "capacitam" ao uso de admissões hospitalares reduziria as desigualdades neste uso. Um sistema de saúde que ofereça um "serviço de uso regular", além de baixo ou nenhum pagamento no ato do consumo, seriam medidas de impacto positivo na equidade do consumo de serviços hospitalares no Brasil.*

Palavras-chave *Utilização de serviços hospitalares, Grandes usuários, Equidade*

¹ Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz (ENSP/Fiocruz).
Rua Leopoldo Bulhões, 1.480/810.
21041-210 Manguinhos
Rio de Janeiro RJ.
mmcastro@uai.com.br

² Departamento de Informações em Saúde, Centro de Informação Científica e Tecnológica, Fiocruz.

³ Departamento de Epidemiologia e Métodos Quantitativos em Saúde, ENSP/Fiocruz.

Introdução

O cuidado hospitalar é importante objeto de pesquisa em serviços de saúde, devido ao seu papel central na assistência e ao seu alto custo. O entendimento dos fatores associados à utilização de serviços hospitalares é fundamental para a discussão de políticas voltadas para o aumento da equidade do sistema de saúde brasileiro. Equidade é um conceito complexo, com diversas formas de operacionalização. As normas do Sistema Único de Saúde (SUS) estão de acordo com a definição de equidade como “tratamentos de saúde iguais para necessidades de saúde iguais” (Porto, 1997).

O Brasil tem um sistema de saúde misto, composto pelo SUS, com financiamento público, e pela denominada Medicina Suplementar – convênios, seguros e medicina privada. Por princípio, o SUS deve assistir à população brasileira de forma universal; na prática, sua cobertura varia de lugar para lugar no país e entre grupos sociais (Travassos, 1997). O setor da medicina suplementar opera segundo a lógica de mercado e é pautado por princípios claramente não equitativos.

Os serviços de saúde podem ser estudados tomando como base o Modelo Comportamental desenvolvido por Andersen (1968), com o objetivo de orientar a compreensão do uso, a estimativa da equidade no acesso e a definição de políticas de promoção nesse sentido. Neste modelo, o uso de serviços de saúde é função da **predisposição** dos indivíduos; de fatores **capacitantes**, que possibilitam ou impedem este uso e da **necessidade** de cuidados de saúde. São características predisponentes: fatores demográficos, aqueles relacionados à estrutura social e fatores culturais. Fatores capacitantes, individuais e da área devem estar presentes. Para que o uso de serviços de saúde ocorra é preciso que existam instalações, equipamentos e equipes de saúde, e que os indivíduos tenham os meios e os conhecimentos necessários para chegar aos serviços e fazer uso deles. A necessidade de serviços de saúde pode ser aquela indicada pelo próprio indivíduo, a chamada necessidade de saúde auto-avaliada, ou avaliada pelo profissional de saúde (Andersen, 1995).

A operacionalização do Modelo Comportamental inclui nos fatores predisponentes: sexo e idade (demográficos), educação, ocupação e raça (estrutura social); e nos fatores capacitantes, renda, cobertura por seguro de saúde, existência de fonte regular de cuidado, tempos

de viagem até o serviço e de espera até o atendimento, entre outros. O uso de serviços é medido em unidades de consultas médicas de internações hospitalares, podendo ser especificada para um determinado problema de saúde ou tipo de serviço (Andersen, 1995).

O acesso potencial é definido pelos fatores capacitantes e a efetivação do acesso é o uso real dos serviços de saúde. A utilização seria equitativa quando a maior parte da variação da utilização fosse explicada pelos fatores demográficos e de necessidade, e não equitativa quando a maior parte dessa variação fosse explicada pela estrutura social, crenças de saúde e fatores capacitantes (Andersen, 1995).

Idade e sexo são características naturalmente associadas ao uso de serviços hospitalares, em razão da sua influência biológica na morbimortalidade (Hulka & Wheat, 1985), e assim, as análises de utilização de serviços hospitalares devem ser ajustadas por idade e sexo. As pessoas de pior condição socioeconômica têm mais necessidades de saúde (Evans *et al.*, 1994) e as pessoas que têm mais necessidades de saúde usam mais serviços de saúde (Hulka & Wheat, 1985). Porém, um maior uso de serviços de saúde pelas pessoas de pior situação socioeconômica e de maior necessidade depende de funcionamento do sistema de saúde.

Nos Estados Unidos, a pobreza e o desemprego apresentaram associação positiva e a educação, associação negativa com as taxas de internação (McLaughlin *et al.*, 1989; McMahon *et al.*, 1993), e o efeito das características socioeconômicas nas taxas de hospitalização era maior nos adultos jovens e diminuía com a idade (Hofer *et al.*, 1998). No Canadá, as pessoas de menor renda e com mais necessidades de saúde usaram mais serviços hospitalares (Newbold *et al.*, 1995; Anderson, 1997; Glazier *et al.*, 2000), mas maiores taxas de cirurgia foram encontradas em áreas de maior escolaridade e maior proporção de indivíduos de origem canadense, americana ou inglesa (Roos & Roos, 1982). Na Espanha, não foram encontradas desigualdades nas internações hospitalares entre classes sociais, medidas por uma adaptação da Classificação de Classes Sociais, baseada nas ocupações, desenvolvida na Inglaterra (Borrell *et al.*, 2000). No Rio de Janeiro, o fator explicativo mais importante da utilização de serviços de saúde por idosos foi a necessidade medida pela morbidade auto-referida, e o uso de serviços em áreas de pior condição econômica dependeu mais da renda individual do que em

áreas de melhor condição econômica (Pinheiro & Travassos, 1999).

Uma característica do uso de serviços de saúde, incluindo os serviços hospitalares, é que uma pequena proporção de indivíduos, denominados grandes usuários de serviços de saúde, é responsável por uma parte grande e desproporcional do uso. Outro aspecto importante é que os grandes usuários tendem a permanecer como grandes usuários ao longo do tempo (Densen *et al.*, 1959; McFarland *et al.*, 1985). Estudo de utilização de serviços hospitalares nos Estados Unidos indicou que os grandes usuários persistentes têm mais idade, referem pior estado de saúde, apresentam maior número de sintomas físicos e um grau maior de estresse psicológico, especialmente depressão (McFarland *et al.*, 1985; Freeborn *et al.*, 1990).

Os objetivos deste trabalho foram identificar os fatores associados às internações hospitalares no Brasil, verificando quais características explicam as variações na ocorrência de internação entre as pessoas e se essas variações caracterizam uma situação de iniquidade na utilização de serviços hospitalares no país, além de identificar o que caracteriza os grandes usuários de serviços hospitalares no Brasil.

Metodologia

Os dados analisados são provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 1998 (PNAD/1998), inquérito populacional realizado anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). São excluídas da amostra as áreas rurais da região Norte do país (Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá). O período de referência de doze meses foi de outubro de 1997 a setembro de 1998 (IBGE, 2000). O Suplemento Saúde da PNAD/1998 abordou aspectos de morbidade, cobertura por planos de saúde, acesso a serviços de saúde, utilização de serviços de saúde, internações no sistema público e privado e gasto privado em saúde (Travassos *et al.*, 2000a).

O banco de dados da PNAD/1998 contém informações sobre 344.975 indivíduos. Em 36,8% das vezes o informante do suplemento saúde foi a própria pessoa, em 61,0% outra pessoa moradora do domicílio e em 2,2% outra pessoa não moradora do domicílio. Foram excluídos da análise 112 (0,03%) indivíduos para os quais a informação sobre a ocorrência ou não de internação hospitalar no último ano estava ausente.

Na parte descritiva da análise foram estudadas todas as 23.900 internações informadas. Na descrição da última internação ocorrida no período de referência foram utilizadas as seguintes variáveis: motivo principal da internação (clínico, cirúrgico, partos e outros), tempo de permanência, natureza jurídica do hospital (público ou particular), forma de financiamento da internação (SUS, planos de saúde ou do próprio bolso – *out-of-pocket* – e a avaliação do atendimento de saúde recebido (muito bom, bom, regular, ruim, muito ruim).

Nas análises multivariadas foram analisadas 17.956 internações referentes às categorias tratamento clínico e cirurgia, correspondendo a 75,1% das internações. Foram excluídas as internações referentes a parto normal e por cesariana e as internações para tratamento psiquiátrico e realização de exames. Essa exclusão foi feita com o objetivo de tornar o grupo das internações analisadas mais homogêneo.

As variáveis de necessidade empregadas foram: estado de saúde auto-avaliado (muito bom, bom, regular, ruim e muito ruim), restrição de atividades habituais por motivo de saúde (sim ou não), ter estado acamado por motivo de saúde (sim ou não) e presença de doenças crônicas (nenhuma, uma, duas, três e quatro ou mais). O estado funcional dos indivíduos acima de 14 anos foi analisado pela presença ou não de dificuldade para alimentar-se, tomar banho ou ir ao banheiro. As informações sobre restrição de atividade e ter estado acamado referem-se ao período de duas semanas que antecederam a entrevista. As variáveis demográficas analisadas foram idade e sexo; as variáveis sociais utilizadas foram raça auto-referida, anos completos de escolaridade e faixas de renda familiar *per capita*. A idade foi analisada como variável contínua. Raça foi categorizada em branca e não-branca, esta incluindo preta, amarela, parda e indígena. Os anos de escolaridade foram definidos apenas para indivíduos maiores de 14 anos e agrupados em: sem instrução, de 1 a 4, de 5 a 8, e 9 ou mais anos de escolaridade. A renda familiar *per capita* foi calculada dividindo-se o valor do rendimento mensal familiar pelo número de componentes da família e foi analisada em categorias de salário-mínimo (sem renda, até 0,75 SM, de 0,75 a 2 SM, mais de 2 SM e sem informação). Quanto aos fatores capacitantes, incluiu-se: ter direito a algum plano de saúde, ter serviço de saúde de procura regular e área de moradia urbana ou rural. Ter um serviço de saúde de uso regular buscou medir

se a pessoa tinha o hábito de procurar sempre o mesmo profissional ou serviço quando precisava de atendimento de saúde. A equidade no uso de serviços hospitalares foi operacionalizada segundo o modelo de Andersen.

O número de não-respostas é bastante baixo na PNAD/1998. Apenas para renda familiar *per capita* este valor foi maior (3%), tendo sido criada a categoria “sem informação” nessa variável. Para todas as outras variáveis o número de indivíduos com valores ausentes não ultrapassou 0,5%, excluindo-se estes das análises multivariadas.

As variáveis dependentes dos modelos testados foram: ter estado internado (modelo logístico) e quantas vezes esteve internado nos últimos doze meses, categorizado em nenhuma, uma, duas e três ou mais internações (modelo multinomial). Foram considerados grandes usuários os indivíduos que apresentaram duas ou mais internações no período de um ano.

Todos os modelos testados foram controlados por idade e sexo. Foram ajustados modelos separados para crianças e adultos, devido ao diferente efeito da idade no uso de serviços hospitalares nos dois grupos. O modelo para crianças não incluiu escolaridade e estado funcional. A estratégia de análise envolveu três etapas sucessivas: inicialmente foram incluídas apenas as variáveis de necessidade, depois acrescentaram-se os fatores socioeconômicos e por fim os fatores capacitantes. O processo de escolha do modelo logístico final partiu do modelo completo, do qual foram retiradas sucessivamente variáveis, sendo os modelos reduzidos comparados com o modelo completo através do teste da razão da máxima verossimilhança. Optamos por manter nos modelos multinomiais todas as variáveis presentes nos modelos logísticos, para efeito de comparação.

Pesos foram utilizados para corrigir o fato de que a probabilidade de ter sido selecionado na amostra não era a mesma para todos os indivíduos na população. Foram utilizados pesos normalizados (Lee *et al.*, 1989), de forma a não expandir a amostra. A relação entre o maior e o menor peso é de 6,75. Todas as análises apresentadas são ponderadas. Nas tabelas, os números absolutos em cada categoria de análise são apresentados sem ponderação, com o objetivo de mostrar o real tamanho desses grupos na população estudada. Foram utilizadas técnicas estatísticas apropriadas para a correção do efeito de desenho (Lee *et al.*, 1989). Como os resultados com e sem a correção de efeito de dese-

nho são extremamente próximos e levam às mesmas conclusões, são apresentados os resultados sem a correção. Os softwares utilizados foram o SPSS e o SUDAAN.

Resultados

O coeficiente geral de internação hospitalar no país em 1998 foi de 6,9%. Os motivos da última internação referida pelo indivíduo foram tratamento clínico (53,8%); parto (20,4%, dos quais 41,7% por cesariana); cirurgia (21,8%); tratamento psiquiátrico (1,7%) e exames (2,3%). O coeficiente de internação clínica foi de 3,8% e o de cirúrgica foi de 1,5%. Entre as pessoas que se internaram, 79,7% o fizeram apenas uma vez; 12,8%, duas vezes; 4,1%, três vezes e 3,4%, quatro ou mais vezes.

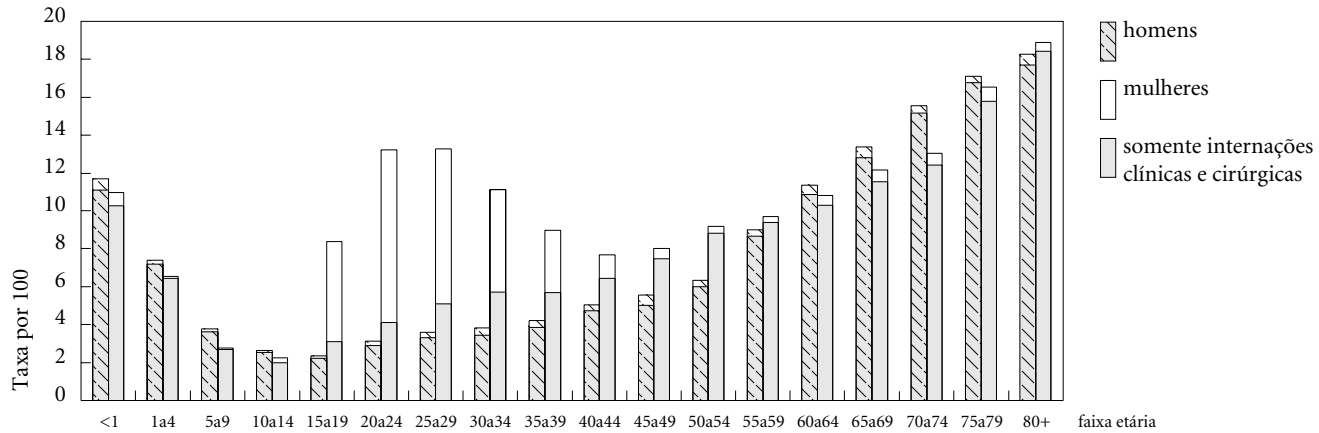
Os coeficientes de internação foram maiores para as mulheres (8,7%) em comparação aos homens (5,1%) e bastante semelhantes para áreas urbanas (7,0%) e rurais (6,7%). O grupo etário de 80 ou mais anos apresentou o maior coeficiente de internação (18,7%) e o grupo etário de 10 a 14 anos o menor (2,4%). Mulheres de 15 a 39 anos internaram mais, diferença essa que se reduz drasticamente ao se excluir as internações para parto (Figura 1). As pessoas sem renda, bem como as sem escolaridade, apresentaram coeficientes de internação muito maiores do que os dos outros grupos (Tabela 1).

Com relação à última internação no período de referência, 3,7% das pessoas permaneceram internadas por mais de 30 dias, sendo o tempo médio de permanência (TMP) de 6,3 dias. Os partos tiveram o menor TMP (3,1 dias), em relação aos atendimentos clínicos (6,5 dias) e cirúrgicos (6,8 dias). A categoria outros, que inclui as internações psiquiátricas, apresentou o maior TMP (16,2 dias) (Tabela 2).

O SUS financiou 63,1% das internações, e os planos de saúde 24,6%. O atendimento recebido foi considerado muito bom ou bom por 87,3% dos indivíduos (Tabela 2). Em 13,9% das internações houve pagamento do próprio bolso de algum valor pela internação. Chamou a atenção o fato de 5,2% das pessoas que responderam ter se internado pelo SUS informarem ter pago algum valor por essa internação, e que 1,4% informaram que a última internação foi coberta por algum plano de saúde e também pelo SUS, o que é ilegal. Entre os indivíduos cuja última internação foi coberta por pla-

Figura 1

Coefficientes de internação hospitalar segundo especialidades clínicas e cirúrgicas, faixa etária e sexo, PNAD/1998.



no de saúde, 15,8% disseram também ter pago algum valor por essa internação.

Comparando-se os motivos de atendimento, as diferenças mais marcantes foram que 17,0% de pacientes permaneceram internados por mais de um mês no grupo de outros motivos de internação. Além disso, atendimentos cirúrgicos tiveram maior percentual de internações em estabelecimentos privados, não SUS, cobertos por planos de saúde, nas quais foi pago algum valor pela internação e nas quais o paciente classificou o atendimento recebido como muito bom.

A média de idade foi maior entre os indivíduos que se internaram (34,6 anos) em relação aos que não se internaram (28,0 anos) e a renda familiar média *per capita* foi de 246,4 reais e de 254,3 reais, respectivamente. As pessoas que se internaram referiram maior número de doenças crônicas, pior estado de saúde, pior estado funcional, mais restrição das atividades habituais e ter estado acamado por motivo de saúde. Ainda favorável à internação foi dispor de cobertura por plano de saúde e ter um serviço de saúde do qual se faz uso regular. Considerando-se apenas as internações clínicas e cirúrgicas, a média de idade dos que se internaram foi de 37 anos; mais pessoas apresentaram duas ou mais doenças crônicas, tiveram restrição das atividades habituais, estiveram acamadas e apresentavam pior estado funcional e me-

nos pessoas consideraram seu estado de saúde bom ou muito bom (Tabela 3).

Os modelos de uso de serviços de saúde para adultos e crianças são apresentados nas tabelas 4 e 5 respectivamente. Entre os adultos, a cada aumento de um ano na idade observou-se um aumento de 1% na chance de internação hospitalar, sem diferença quanto ao gênero. A auto-avaliação do estado de saúde foi o fator estudado que mostrou associação mais forte com o uso de serviços hospitalares. Essa variável, a presença de doenças crônicas e o estado funcional apresentaram “efeito dose-resposta” na chance de internação hospitalar. Dentre as variáveis sociais, raça branca esteve associada a uma pequena diferença positiva na chance de internação hospitalar, efeito que se manteve mesmo após a inclusão no modelo dos fatores capacitantes. Ajustada pelas variáveis de necessidades de saúde, a escolaridade se mostrou associada ao uso de serviços hospitalares, apresentando um gradiente desfavorável às pessoas com menos escolaridade. No entanto, a inclusão no modelo dos fatores capacitantes, praticamente anulou o efeito de escolaridade. Com relação à renda, observou-se maior chance de uso para as pessoas mais ricas, no modelo ajustado pelas variáveis de necessidades, mas essa relação se inverteu com a introdução no modelo dos fatores capacitantes. Isto é, as pessoas sem renda e com renda *per capita* de até 0,75

Tabela 1

Coeficiente de internação segundo categorias para o período de referência de 12 meses, PNAD 1998.

Coeficiente de internação	Todos os casos		Clínicos e cirúrgicos	
	N	Coeficiente	N	Coeficiente
Geral	23.900	6.9%	17.956	5.3%
Sexo				
Masculino	8.574	5.1%	8.080	4.9%
Feminino	15.326	8.7%	9.876	5.8%
Total	23.900		17.956	
Faixa etária				
Menor de 1	724	11.1%	678	10.6%
1 a 4	1.858	6.9%	1.814	6.8%
5 a 9	1.114	3.2%	1.076	3.1%
10 a 14	901	2.4%	827	2.2%
15 a 19	1.997	5.4%	955	2.7%
20 a 24	2.555	8.3%	1.022	3.5%
25 a 29	2.340	8.6%	1.085	4.1%
30 a 34	2.053	7.6%	1.193	4.5%
35 a 39	1.650	6.6%	1.162	4.8%
40 a 44	1.397	6.3%	1.211	5.5%
45 a 49	1.207	6.9%	1.103	6.4%
50 a 54	1.095	7.9%	1.040	7.5%
55 a 59	1.061	9.6%	1.021	9.2%
60 a 64	1.018	10.9%	967	10.5%
65 a 69	942	12.6%	891	12.0%
70 a 74	769	14.2%	736	13.7%
75 a 79	575	16.7%	552	16.0%
80 ou mais	642	18.7%	621	18.3%
Total	23.898		17.954	
Situação de residência				
Urbano	19.634	7.0%	14.763	5.4%
Rural	4.266	6.7%	3.193	5.1%
Total	23.900		17.956	
Renda familiar <i>per capita</i> em salários-mínimos*				
0	1.151	11.5%	558	6.1%
0 a 0,75 SM	9.142	7.1%	6.534	5.2%
0,75 a 2 SM	7.690	6.7%	6.009	5.3%
Mais de 2 SM	5.312	6.5%	4.366	5.4%
Sem informação	605	6.0%	489	5.0%
Total	23.900		17.956	
Escolaridade (> 14 anos)				
0 e menos de 1	3.617	10.4%	3.044	9.0%
1 a 4	6.173	8.7%	4.482	6.7%
5 a 8	5.114	7.0%	3.058	4.6%
9 e mais	4.516	6.6%	2.926	4.4%
Total	19.420		13.510	
Raça				
Branca	12.496	7.1%	9.494	5.5%
Outras	11.404	6.7%	8.462	5.1%
Total	23.900		17.956	

(Os números absolutos são valores não ponderados e os percentuais são valores ponderados).

*Total difere devido a valores ignorados.

Salário-mínimo em 1998: R\$130,00.

Nota: exclusive a população rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá.

Tabela 2

Características da última internação referida pelos indivíduos no período de referência de 12 meses, PNAD/1998.

Variável	Tipo de Tratamento Recebido									
	Clínico		Cirurgia		Parto*		Outros**		Total	
	N	%	N	%	N	%	N	%	N	%
Participação no total de atendimentos	12.718	53.8%	5.238	21.8%	4.964	20.4%	980	4.0%	23.900	100.0%
Tempo de permanência (em dias) (valores ponderados)										
média/desvio-padrão	6.5	12.6	6.8	13.1	3.1	4.8	16.2	33.1	6.3	13.4
mediana	4.0		3.0		3.0		4.0		3.0	
Permanência										
< 30 dias	12.266	96.7%	5.000	95.6%	4.934	99.4%	816	83.0%	23.016	96.3%
>= 30 dias	452	3.3%	238	4.4%	30	0.6%	164	17.0%	884	3.7%
Total	12.718	100.0%	5.238	100.0%	4.964	100.0%	980	100.0%	23.900	100.0%
Natureza do estabelecimento										
Público	8.284	63.5%	2.564	47.3%	3.418	67.8%	613	60.6%	14.879	60.8%
Particular	4.367	36.0%	2.638	52.1%	1.524	31.9%	349	37.5%	8.878	38.7%
Não informado	67	0.5%	36	0.6%	22	0.3%	18	1.9%	143	0.5%
Total	12.718	100.0%	5.238	100.0%	4.964	100.0%	980	100.0%	23.900	100.0%
Pagamento através de plano de saúde										
Sim	2.606	20.8%	2.057	40.0%	895	18.8%	215	21.8%	5.773	24.6%
Não	10.106	79.2%	3.178	59.9%	4.068	81.2%	762	77.9%	18.114	75.4%
Ignorado	6	0.0%	3	0.1%	1	0.0%	3	0.3%	13	0.0%
Total	12.718	100.0%	5.238	100.0%	4.964	100.0%	980	100.0%	23.900	100.0%
Pagamento de algum valor pela internação										
Sim	1.497	11.7%	1.041	20.1%	657	13.1%	139	14.5%	3.334	13.9%
Não	11.215	88.2%	4.194	79.8%	4.306	86.9%	837	85.1%	20.552	86.0%
Não informado	6	0.1%	3	0.1%	1	0.0%	4	0.4%	14	0.1%
Total	12.718	100.0%	5.238	100.0%	4.964	100.0%	980	100.0%	23.900	100.0%
Internação através do SUS										
Sim	8.642	67.8%	2.482	46.2%	3.462	69.1%	615	62.0%	15.201	63.1%
Não	3.600	28.5%	2.603	50.9%	1.302	26.9%	314	32.6%	7.819	33.2%
Não Sabe	476	3.7%	153	2.9%	200	4.0%	51	5.4%	880	3.7%
Total	12.718	100.0%	5.238	100.0%	4.964	100.0%	980	100.0%	23.900	100.0%
Avaliação do atendimento recebido										
Muito bom	2.924	23.0%	2.038	38.9%	1.365	27.1%	245	25.2%	6.572	27.3%
Bom	7.876	62.3%	2.773	53.1%	2.983	61.1%	573	58.6%	14.205	60.0%
Regular	1.479	11.4%	338	6.2%	475	9.2%	118	12.2%	2.410	9.8%
Ruim	257	2.0%	46	0.9%	92	1.7%	23	2.0%	418	1.7%
Muito ruim	173	1.2%	40	0.8%	47	0.8%	17	1.6%	277	1.1%
Ignorado	9	0.1%	3	0.1%	2	0.1%	4	0.4%	18	0.1%
Total	12.718	100.0%	5.238	100.0%	4.964	100.0%	980	100.0%	23.900	100.0%

(Os números absolutos são valores não ponderados e os percentuais são valores ponderados).

* Inclui parto normal e cesariana.

** Inclui tratamento psiquiátrico, exames e ignorado.

Nota: exclusive a população rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá.

Tabela 3

Características dos indivíduos que foram internados e dos que não foram internados no período de 12 Meses, PNAD/1998.

Variável	Todas as Internações				Casos Clínicos e Cirúrgicos			
	Internaram		Não Internaram		Internaram		Não Internaram	
	N	%	N	%	N	%	N	%
Idade (em anos) (média e desvio-padrão)	34.6	22.5	28.0	19.7	37.0	24.5	28.0	19.7
Renda familiar <i>per capita</i> (em reais) (média e desvio-padrão)	246.4	523.7	254.3	477.0	268.3	571.5	254.3	477.0
Número de doenças crônicas								
0	11.116	46.5%	223.742	70.0%	7.284	40.6%	223.742	70.0%
1	5.583	23.1%	56.020	17.2%	4.310	23.7%	56.020	17.2%
2	2.982	12.4%	22.829	7.1%	2.513	13.9%	22.829	7.1%
3	1.960	8.2%	10.807	3.4%	1.739	9.7%	10.807	3.4%
4 ou mais	2.259	9.8%	7.565	2.3%	2.110	12.1%	7.565	2.3%
Total	23.900	100.0%	320.963		17.956	100.0%	320.963	
Auto-avaliação do estado de saúde								
Muito bom	3.472	15.2%	88.987	29.1%	2.057	11.8%	88.987	29.1%
Bom	9.706	40.0%	169.285	51.7%	6.541	36.0%	169.285	51.7%
Regular	7.539	31.5%	53.119	16.2%	6.496	36.3%	53.119	16.2%
Ruim	2.505	10.6%	7.920	2.5%	2.254	12.7%	7.920	2.5%
Muito ruim	674	2.7%	1.575	0.5%	604	3.2%	1.575	0.5%
Ignorado	4	0.0%	77	0.0%	4	0.0%	77	0.0%
Total	23.900	100.0%	320.963	100.0%	17.956	100.0%	320.963	100.0%
Restrição de atividades habituais*								
Sim	5.099	21.3%	17.295	5.2%	4.462	24.7%	17.295	5.2%
Não	18.801	78.7%	303.668	94.8%	13.494	75.3%	303.668	94.8%
Total	23.900	100.0%	320.963	100.0%	17.956	100.0%	320.963	100.0%
Ter estado acamado*								
Sim	3.832	16.2%	9.976	3.0%	4.462	19.0%	9.976	3.0%
Não	20.067	83.8%	310.979	97.0%	13.494	81.0%	310.979	97.0%
Ignorado	1	0.0%	8	0.0%	0	0.0%	8	0.0%
Total	23.900	100.0%	320.963	100.0%	17.956	100.0%	320.963	100.0%
Cobertura por plano de saúde								
Um plano	6.155	26.0%	71.369	22.5%	4.911	27.5%	71.369	22.5%
Mais de 1 plano	612	2.3%	6.275	1.7%	490	2.5%	6.275	1.7%
Não tem direito	17.133	71.7%	243.308	75.8%	12.555	70.0%	243.308	75.8%
Ignorado	0	0.0%	11	0.0%	0	0.0%	11	0.0%
Total	23.900	100.0%	320.963	100.0%	17.956	100.0%	320.963	100.0%
Serviço de saúde de procura regular								
Sim	18.567	78.6%	244.661	70.7%	13.951	78.6%	244.661	70.7%
Não	5.333	21.4%	96.295	29.3%	4.005	21.4%	96.295	29.3%
Ignorado	0	0.0%	7	0.0%	0	0.0%	7	0.0%
Total	23.900	100.0%	340.963	100.0%	17.956	100.0%	340.963	100.0%
Dificuldade para alimentar-se, tomar banho e ir ao banheiro								
Não tem dificuldade	17.177	72.0%	221.349	69.1%	11.615	65.1%	221.349	69.1%
Pequena dificuldade	1.216	5.3%	5.042	1.6%	1.097	6.3%	5.042	1.6%
Grande dificuldade	760	3.2%	1.673	0.5%	686	3.8%	1.673	0.5%
Não consegue	329	1.4%	654	0.2%	306	1.7%	654	0.2%
Não se aplica**	4.418	18.1%	92.207	28.6%	4.252	23.1%	92.207	28.6%
Ignorado	0	0.0%	38	0.0%	0	0.0%	38	0.0%
Total	23.900	100.0%	320.963	100.0%	17.956	100.0%	320.963	100.0%

(Os números absolutos são valores não ponderados e os percentuais são valores ponderados).

*No período de referência de quinze dias anteriores à pesquisa.

** Pessoas menores de 14 anos para as quais essa informação não foi coletada.

Nota: exclui-se a população rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá.

salários-mínimos passaram a apresentar maior chance de internação hospitalar. Ajustado pelas demais variáveis, os adultos que tinham plano de saúde e serviço de saúde de uso regular apresentaram maior chance de internações hospitalares, sendo o efeito de ter mais de um plano ainda maior (Tabela 4).

Nas crianças, a cada aumento de um ano de idade observou-se uma diminuição de 13% na chance de internação hospitalar, com maior chance de internação para o sexo masculino. Como observado nos adultos, a auto-avaliação do estado de saúde foi o fator com o maior associação com o uso de serviços hospitalares. Essa variável, bem como a presença de doenças crônicas, também apresentou “efeito dose-resposta”. Como nos adultos, as crianças sem renda e com renda familiar *per capita* de até 0,75 salários-mínimos apresentaram maior chance de internação hospitalar, somente depois da inclusão no modelo dos fatores capacitantes. Ajustado pelas demais variáveis, as crianças que tinham plano de saúde e serviço de saúde de uso regular apresentaram maior chance de se internar, porém ter mais de um plano de saúde não afetou as chances de internação hospitalar nesse grupo (Tabela 5).

No caso de internações múltiplas nos adultos, foram observadas variações entre o grupo que referiu duas internações e aquele com três ou mais internações, em relação ao grupo com uma única internação. As pessoas que referiram duas internações no período diferiram pouco daquelas com apenas uma internação. Não houve variação em relação ao sexo e a idade. No geral, as condições de saúde foram um pouco piores, mas não se observaram diferenças em relação às condições sociais e aos fatores capacitantes. A única exceção foi em relação às pessoas que referiram ter serviço de uso regular, que se mostraram mais propensas a uma segunda internação do que as pessoas que referiram não ter serviço de uso regular. Por outro lado, as pessoas com três ou mais internações, diferiram de forma mais expressiva do grupo com uma internação nas variáveis de necessidades, isto é, apresentaram condições de saúde bem piores. Diferiram também nos fatores sociais, pois se concentraram nos grupos de menor renda e menor escolaridade. Mas não se observou variação nas chances de mais de uma internação hospitalar em relação à raça (Tabela 6).

No caso de internações múltiplas entre as crianças, os resultados foram semelhantes aos observados nos adultos. A magnitude do efeito

das variáveis de necessidade também foi maior no grupo com três ou mais internações. Não se observou variação em relação à renda no grupo com duas internações, mas no grupo que apresentou três ou mais internações, as pessoas de menor renda apresentaram maior chance de se internar (Tabela 7). O risco de uma segunda internação variou inversamente com a idade, mas não variou no caso de três ou mais internações. O sexo não se mostrou associado ao risco de mais de uma internação hospitalar nas crianças.

Discussão

Como se esperava, a necessidade de saúde foi o fator explicativo mais importante na utilização de serviços hospitalares no Brasil. Como necessidade de saúde é um fenômeno incomensurável, foram utilizadas mais do que uma variável de estado de saúde como *proxies* de necessidade. Mesmo assim, considera-se que parte da necessidade de saúde permaneceu sem ser medida. Os indicadores de necessidade de saúde utilizados foram baseados em morbidade referida e, dessa forma, diferem do estado de saúde obtido a partir de avaliação clínica.

Foram observadas desigualdades sociais no consumo de serviços hospitalares no Brasil, em 1998. Ao ajustarmos por necessidade de saúde, observamos uma desigualdade pequena, porém desfavorável às pessoas em piores condições sociais. A direção dessa desigualdade se inverte quando ajustamos também pelos fatores capacitantes (plano de saúde e serviço de uso regular). Isto é, no modelo ajustado por necessidade de saúde e fatores capacitantes, as pessoas com menor renda apresentaram maior chance de se internar; e no modelo ajustado somente por necessidade de saúde as pessoas com maior renda apresentaram maior chance de se internar. Efeito semelhante ao observado para renda ocorreu no caso da educação entre adultos. Pelo menos uma hipótese pode ser considerada na interpretação desses resultados: ter plano de saúde ou ter um serviço de uso regular aumentaram as chances de uso das pessoas de pior condição social. Isto é, em condições de igualdade desses fatores, as pessoas mais pobres conseguiram superar restrições para internação hospitalar impostas pela sua condição social.

Manteve-se uma pequena desigualdade no uso de serviços hospitalares em favor da raça branca nos adultos, mesmo após o ajuste por

Tabela 4
Modelos explicativos da utilização de internações hospitalares no Brasil para adultos
(mais de 14 anos), PNAD/1998.

N (não ponderado)	Modelo Necessidade		Necessidade e Sociais		Modelo Completo	
	234.914	125 ignorados	233.709	1.330 ignorados	233.699	1.340 ignorados
Variável	OR	IC 95%	OR	IC 95%	OR	IC 95%
Idade						
a cada ano	1.01	1,01-1,01	1.01	1,01-1,01	1.01	1,01-1,01
Sexo						
Masculino	1.00		1.00		1.00	
Feminino	1.07	1,04-1,11	1.07	1,03-1,11	1.04	1,00-1,08
Auto-avaliação estado de saúde						
Muito bom	1.00		1.00		1.00	
Bom	1.50	1,40-1,60	1.54	1,44-1,65	1.54	1,44-1,64
Regular	2.82	2,62-3,03	3.00	2,79-3,23	3.04	2,82-3,27
Ruim	3.81	3,48-4,16	4.17	3,81-4,58	4.28	3,90-4,70
Muito ruim	3.86	3,38-4,41	4.20	3,68-4,81	4.35	3,80-4,98
Restrição das atividades habituais						
Não	1.00		1.00		1.00	
Sim	1.79	1,68-1,92	1.78	1,67-1,90	1.75	1,64-1,87
Estiveram acamados						
Não	1.00		1.00		1.00	
Sim	2.11	1,96-2,27	2.12	1,98-2,28	2.13	1,98-2,29
Número de doenças crônicas						
Nenhuma	1.00		1.00		1.00	
Uma	1.57	1,48-1,67	1.57	1,48-1,67	1.55	1,45-1,65
Duas	1.44	1,37-1,51	1.43	1,36-1,51	1.41	1,34-1,48
Três	1.80	1,68-1,93	1.81	1,68-1,94	1.77	1,65-1,90
Quatro ou mais	2.30	2,14-2,48	2.31	2,14-2,49	2.27	2,10-2,44
Dificuldade para alimentar-se, tomar banho e ir ao banheiro						
Não tem dificuldade	1.00		1.00		1.00	
Pequena dificuldade	1.41	1,31-1,52	1.44	1,34-1,55	1.46	1,35-1,57
Grande dificuldade	1.68	1,52-1,86	1.72	1,55-1,91	1.74	1,57-1,93
Não consegue	1.75	1,51-2,05	1.77	1,51-2,07	1.80	1,54-2,10
Renda familiar <i>per capita</i> em faixas de salário-mínimo						
Mais de 2 SM			1.00		1.00	
0,75 a 2 SM			0.87	0,83-0,91	1.01	0,96-1,06*
Até 0,75 SM			0.91	0,86-0,96	1.12	1,06-1,19
Sem renda			1.02	0,89-1,17*	1.27	1,11-1,46
Sem informação			0.95	0,85-1,05*	1.04	0,93-1,16*
Escolaridade						
9 ou mais anos			1.00		1.00	
5 a 8 anos			0.95	0,87-0,98	1.05	1,00-1,13
1 a 4 anos			0.92	0,89-1,00	1.06	0,99-1,11*
Sem instrução			0.83	0,77-0,89	0.99	0,93-1,07*

(continua)

Tabela 4
(continuação)

Variável	Modelo Necessidade		Necessidade e Sociais		Modelo Completo	
	OR	IC 95%	OR	IC 95%	OR	IC 95%
N (não ponderado)	234.914	125 ignorados	233.709	1.330 ignorados	233.699	1.340 ignorados
Raça						
Outros			1.00		1.00	
Branços			1.10	1,06-1,14	1.06	1,02-1,11
Plano de saúde						
Não tem					1.00	
Um					1.61	1,53-1,69
Mais de um					2.37	2,11-2,67
Serviço de saúde de uso regular						
Não					1.00	
Sim					1.27	1,22-1,33

* Não significativo

Salário-mínimo em 1998: R\$130,00.

Nota 1: exclusiva a população rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá.

Nota 2: exclusiva parto normal, cesariana, tratamento psiquiátrico e realização de exames.

necessidade de saúde e fatores capacitantes. Como raça é uma classificação baseada na cor da pele, mas que mede aspectos das relações sociais (Jones, 2001), esse resultado sugere que pode ter ocorrido, mesmo que em reduzida frequência, seleção desfavorável aos não brancos na decisão de internar. A discriminação atuaria diminuindo, para os brasileiros não brancos e pobres, o efeito compensatório nas desigualdades no uso de serviços de saúde que o hospital aparentemente tem entre as pessoas de menor renda no Brasil.

Pesquisa feita comparando-se o uso de serviços de saúde entre diferentes áreas geográficas e diferentes grupos sociais no Brasil mostrou que os grupos de mais alta renda consomem mais serviços ambulatoriais, que o consumo de serviços hospitalares tende a aumentar à medida que a renda decresce e que houve um aumento importante na participação do hospital (incluindo internação, pronto-socorro e ambulatório hospitalar) na cesta de consumo de serviços de saúde no Brasil entre 1989 e 1996 (Travassos *et al.*, 2000). Almeida *et al.* (2000) mostraram que as desigualdades observadas no consumo de serviços hospitalares eram bem menos acentuadas do que as desigualdades observadas no consumo de serviços de saúde em geral no Brasil. Nunes *et al.* (2001) também observaram que as taxas brutas de internações no Brasil eram praticamente invariá-

veis entre diferentes grupos de renda; que as desigualdades regionais no consumo de internações hospitalares no Brasil diminuiram com a implantação do SUS e que essas desigualdades eram menores do que as desigualdades no consumo de outros serviços de saúde.

É possível que as respostas às perguntas sobre morbidade auto-referida tenham variado entre os grupos sociais. No caso de pessoas de pior condição social terem menor tendência a declarar morbidade do que as pessoas de melhor condição social seria introduzido um erro que iria resultar em pior ajuste por necessidade entre as pessoas com pior condição social. Nesse caso, a diferença em favor dos ricos seria um artefato dos dados e a diferença no modelo final em favor das pessoas com pior condição social seria ainda maior. No entanto, recente estudo (Eriksson *et al.*, 2001) realizado na Suécia não identificou variação social importante nas respostas a diferentes perguntas de auto-avaliação do estado de saúde.

Algumas informações da PNAD/1998, como o número de internações, são referidas a um período maior, de doze meses, enquanto outras, como a restrição de atividades habituais e ter estado acamado, dizem respeito a duas semanas. Essas diferentes referências temporais podem ter tido influência sobre os resultados encontrados. A PNAD/1998 não permite analisar as pessoas que precisaram mas não usaram

Tabela 5

Modelos explicativos da utilização de internações hospitalares no Brasil para crianças (até 14 anos), PNAD/1998.

N (não ponderado)	Modelo Necessidade		Necessidade e Sociais		Modelo Completo	
	103.811	36	103.811	36	103.803	44
Variável	OR	ignorados IC 95%	OR	ignorados IC 95%	OR	ignorados IC 95%
Idade						
a cada ano	0.87	0,86-0,88	0.87	0,86-0,88	0.87	0,86-0,88
Sexo						
Masculino	1.00		1.00		0.86	0,81-0,92
Feminino	0.86	0,81-0,92	0.86	0,81-0,92		
Auto-avaliação estado de saúde						
Muito bom	1.00		1.00		1.00	
Bom	1.56	1,45-1,69	1.58	1,46-1,70	1.56	1,45-1,69
Regular	3.46	3,12-3,84	3.52	3,16-3,91	3.54	3,18-3,93
Ruim e muito ruim	5.62	4,59-6,88	5.72	4,67-7,02	5.81	4,73-7,12
Restrição de atividades habituais						
Não	1.00		1.00		1.00	
Sim	1.58	1,39-1,81	1.58	1,38-1,80	1.55	1,35-1,77
Estiveram acamados						
Não	1.00		1.00		1.00	
Sim	1.94	1,67-2,26	1.94	1,67-2,26	1.95	1,68-2,27
Número de doenças crônicas						
Nenhuma	1.00		1.00		1.00	
Uma	2.35	2,16-2,55	2.34	2,16-2,55	2.29	2,11-2,49
Duas ou mais	3.18	2,50-4,04	3.16	2,49-4,02	3.07	2,41-3,90
Renda familiar <i>per capita</i> em faixas de salário-mínimo						
Mais de 2 SM			1.00		1.00	
0,75 a 2 SM			0.84	0,76-0,94	0.96	0,86-1,08*
Até 0,75 SM			0.87	0,80-0,97	1.13	1,01-1,26
Sem renda			0.95	0,81-1,11*	1.20	1,02-1,42
Sem informação			0.81	0,62-1,04*	0.95	0,73-1,24*
Plano de saúde						
Não tem					1.00	
Um					1.46	1,34-1,59
Mais de um					1.25	0,94-1,65*
Serviço de saúde de uso regular						
Não					1.00	
Sim					1.28	1,18-1,38

* Não significativo

Salário-mínimo em 1998: R\$130,00.

Nota 1: exclusive a população rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá.

Nota 2: exclusive parto normal, cesariana, tratamento psiquiátrico e realização de exames.

Tabela 6

Modelos explicativos da utilização de internações hospitalares no Brasil para adultos (mais de 14 anos), PNAD/1998. (Categoria de referência: indivíduos com uma internação)

Variável	Três ou mais		Duas internações	
	OR	IC 95%	OR	IC 95%
Idade				
a cada ano	1.00	0,99-1,00	1.00	1,00-1,00*
Sexo				
Masculino	1.00		1.00	
Feminino	0.92	0,82-1,05*	0.98	0,89-1,08*
Auto-avaliação estado de saúde				
Muito bom	1.00		1.00	
Bom	1.03	0,70-1,52*	0.97	0,78-1,20*
Regular	2.38	1,63-3,47	1.40	1,13-1,75
Ruim	3.88	2,60-5,79	1.81	1,41-2,32
Muito ruim	5.40	3,47-8,41	2.18	1,59-2,98
Número de doenças crônicas				
Nenhuma	1.00		1.00	
Uma	1.27	1,02-1,58	1.19	1,03-1,38
Duas	1.67	1,33-2,10	1.51	1,29-1,78
Três	1.66	1,30-2,11	1.45	1,21-1,74
Quatro ou mais	2.59	2,06-3,27	1.72	1,43-2,04
Dificuldade para alimentar-se, tomar banho e ir ao banheiro				
Não tem	1.00		1.00	
Pequena dificuldade	1.51	1,25-1,82	1.45	1,23-1,70
Grande dificuldade	1.45	1,15-1,82	1.47	1,20-1,81
Não consegue	2.01	1,48-2,73	1.60	1,19-2,15
Estiveram acamados				
Não	1.00		1.00	
Sim	1.52	1,27-1,85	1.12	0,96-1,33*
Restrição de atividades habituais				
Não	1.00		1.00	
Sim	1.08	0,90-1,30*	1.04	0,89-1,21*
Renda familiar <i>per capita</i> em faixas de salário-mínimo				
Mais de 2 SM	1.00		1.00	
0,75 a 2 SM	1.27	1,06-1,52	1.07	0,94-1,23*
Até 0,75 SM	1.27	1,03-1,56	1.16	0,99-1,35*
Sem renda	2.11	1,42-3,14	1.21	0,84-1,75*
Sem informação	1.15	0,77-1,71*	0.80	0,58-1,11*
Escolaridade				
9 ou mais anos	1.00		1.00	
5 a 8 anos	1.16	0,92-1,48*	1.06	0,90-1,25*
1 a 4 anos	1.32	1,06-1,66	1.09	0,93-1,28*
Sem instrução	1.60	1,24-2,06	1.09	0,90-1,31*

(continua)

Tabela 6
(continuação)

Variável	Três ou mais		Duas internações	
	OR	IC 95%	OR	IC 95%
Raça				
Branços	1.00		1.00	
Outros	0.95	0,84-1,08*	0.97	0,87-1,07*
Plano de saúde				
Não tem	1.00		1.00	
Um	1.18	1,01-1,39	1.06	0,94-1,21*
Mais de um	0.51	0,27-0,98	0.96	0,70-1,33*
Serviço de saúde de uso regular				
Não	1.00		1.00	
Sim	1.12	0,97-1,31*	1.13	1,00-1,27

* Não significativo.

Salário-mínimo em 1998: R\$130,00.

Nota 1: exclusive a população rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá.

Nota 2: exclusive parto normal, cesariana, tratamento psiquiátrico e realização de exames.

serviços de hospital, e os motivos desse não uso. Apesar de a PNAD ter incluído questões sobre parte da procura de serviços de saúde que não resultou em uso efetivo, não é possível separar qual parte dessa demanda não atendida teria resultado em admissões hospitalares.

A pouca importância relativa das medidas de renda e educação na explicação da ocorrência de internações hospitalares, após ajuste por necessidade de saúde, foi inesperado, considerando um país tão marcado por desigualdades, como é o Brasil, mesmo reconhecendo que parte do efeito da situação social se explicita pela necessidade de saúde. Além disso, os resultados encontrados para grupos de renda parecem estar em desacordo com a “Inverse Care Law”, proposta por Hart em 1971.

A “Inverse Care Law” pode ser resumida da seguinte forma: a disponibilidade de cuidado médico de boa qualidade tende a variar inversamente com a necessidade desse cuidado na população atendida; essa lei opera de forma mais completa quando o cuidado médico é exposto às forças de mercado, e menos completa quando essa exposição é reduzida (Hart, 2000). Uma extensão dessa pesquisa será incorporar a dimensão da oferta de serviços de saúde às análises, de forma a verificar como a oferta de serviços afeta os resultados encontrados neste trabalho.

Escolher categorias de renda num país de marcadas desigualdades inter-regionais, como

o Brasil, é bastante difícil. Uma categorização por quintis ou decis de renda, por exemplo, teria a desvantagem de agrupar os indivíduos das regiões mais pobres nas faixas inferiores e os indivíduos das regiões mais ricas nas superiores. Após análises exploratórias incluindo o uso de quintis e decis, optou-se por trabalhar com quatro categorias de renda ressaltando as diferenças de renda existentes no extremo inferior da distribuição de renda no país, conforme sugestão baseada em outras análises dos dados da própria PNAD (Viacava *et al.*, 2001).

A chance de internações múltiplas no período estudado também foi fortemente associada à necessidade de saúde. No entanto, todas as variáveis de necessidade mostraram-se menos relacionadas ao uso nas pessoas com duas internações, em comparação com aquelas com mais do que duas internações. Além disso, não houve associação entre variáveis sociais e ocorrência de duas internações, porém houve associação entre essas variáveis e a ocorrência de mais do que duas internações. Esses resultados parecem indicar que existe uma associação entre a primeira e a segunda internação, isto é, que a segunda internação seria predominantemente decorrência da primeira, ou seja, uma reinternação, no sentido mais estrito do termo. O principal determinante de uma segunda internação, indicado por esta análise, seria o estado de saúde do paciente. Os fatores sociais seriam irrelevantes. Entretanto, uma terceira

Tabela 7

Modelos explicativos da utilização de internações hospitalares no Brasil para crianças (menos de 14 anos), PNAD/1998. (Categoria de referência: indivíduos com uma internação).

Variável	Três ou mais		Duas internações	
	OR	IC 95%	OR	IC 95%
Idade				
a cada ano	0.98	0,95-1,01*	0.97	0,94-0,99
Sexo				
Masculino	1.00		1.00	
Feminino	0.96	0,74-1,23*	0.97	0,81-1,17*
Auto-avaliação estado de saúde				
Muito bom	1.00		1.00	
Bom	1.41	0,89-2,26*	1.37	1,05-1,79
Regular	4.43	2,75-7,14	2.28	1,68-3,10
Ruim ou muito ruim	10.62	5,91-19,10	3.33	2,02-5,47
Número de doenças crônicas				
Nenhuma	1.00		1.00	
Uma	2.13	1,61-2,81	1.65	1,34-2,05
Duas ou mais	2.85	1,61-5,04	1.79	1,02-3,15
Estiveram acamados				
Não	1.00		1.00	
Sim	1.10	0,69-1,73*	1.06	0,70-1,58*
Restrição de atividades habituais				
Não	1.00		1.00	
Sim	1.23	0,80-1,88*	0.83	0,58-1,20*
Renda familiar <i>per capita</i> em faixas de salário-mínimo				
Mais de 2 SM	1.00		1.00	
0,75 a 2 SM	1.81	1,02-3,21	1.09	0,78-1,53*
Até 0,75 SM	2.67	1,51-4,71	1.18	0,84-1,67*
Sem renda	1.65	0,77-3,56*	0.98	0,60-1,60*
Sem informação	0.66	0,12-3,53*	1.08	0,49-2,36*
Plano de Saúde				
Não tem	1.00		1.00	
Um	1.35	0,93-1,96*	1.09	0,84-1,42*
Mais de um	1.12	0,25-4,91*	1.37	0,62-3,05*
Serviço de saúde de uso regular				
Não	1.00		1.00	
Sim	0.90	0,66-1,25*	1.07	0,84-1,36*

* Não significativo.

Salário-mínimo em 1998: R\$130,00.

Nota 1: exclusive a população rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá.

Nota 2: exclusive parto normal, cesariana, tratamento psiquiátrico e realização de exames.

(ou quarta ou mais) internação durante o ano parece configurar um evento independente da primeira internação que parece ser mais prevalente entre os indivíduos de pior condição social, além de estar extremamente associado à precariedade das condições de saúde. Vale destacar que, no caso de internações múltiplas, o efeito da raça não foi observado. Esses resultados reafirmam o sugerido pelos resultados anteriores de que o setor hospitalar tende a responder às demandas das pessoas com pior condição social.

Nunes *et al.* (2001) estimaram a taxa de internações no SUS em 1999 em 7,19 por 100 habitantes, maior portanto que a taxa de internação geral obtida na análise da PNAD/1998, de 6,9 por 100 habitantes. Essa aparente discrepância é explicada pelo fato de que as informações obtidas do Sistema de Informações Hospitalares do SUS (SIH-SUS) não possibilitam a discriminação de mais de uma internação em um mesmo indivíduo (é uma taxa de internações por população), enquanto que na PNAD/1998 a taxa calculada corresponde a pessoas in-

ternadas por população, excluindo-se as reinternações, que foram analisadas separadamente.

As médias de permanência hospitalar no Brasil eram superiores à meta prevista pela Consulta Pública Número 1, de 8 de dezembro de 2001, da Secretaria de Assistência à Saúde (SAS) do Ministério da Saúde, que definiu como parâmetros 5,2 dias para clínica médica, 5 dias para pediatria, 4,2 dias para cirurgia, 2 dias para parto normal e 3 dias para parto cirúrgico.

Do ponto de vista da elaboração de políticas públicas, a redução das desigualdades sociais nos aspectos que “capacitam” ao uso de serviços hospitalares reduziriam as desigualdades neste uso. Um sistema que possibilite às pessoas terem “serviço de uso regular”, tais como, sistemas com porta de entrada bem definida ou com adscrição das pessoas aos serviços, além de baixo ou nenhum pagamento no ato do consumo, como ocorre para as pessoas que possuem plano de saúde, seriam medidas de impacto positivo na equidade do consumo de serviços hospitalares no Brasil.

Referências bibliográficas

- Almeida CM, Travassos C, Porto S & Labra ME 2000. Health Sector Reform in Brazil: a case study of inequity. *International Journal of Health Services* 30 (1):129-162.
- Andersen RM 1968. *Behavioral model of families' use of health services*. Research Series no. 25. Center for Health Administration Studies, University of Chicago, Chicago.
- Andersen RM 1995. Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *Journal of Health and Social Behavior* 36(1):1-10.
- Andersen RM & Aday LA 1978. Access to medical care in the U.S. realized and potential. *Medical Care* 16(7): 533-546.

- Anderson GM 1997. Hospital restructuring and the epidemiology of hospital utilization. *Medical Care* 35(10):OS93-OS91.
- Borrell C, Rue M, Pasarín MI, Rohlfs I, Ferrando J & Fernandez E 2000. Trends in social class inequalities in health status, health-related behaviors, and health services utilization in a Southern European urban area (1983-1994). *Preventive Medicine* 31:691-701.
- Carriere KC, Roos LL & Dover DC 2000. Across time and space: variations in hospital use during Canadian health reform. *Health Services Research* 35(2):468-487.
- Cleary PD & Jette AM 1984. The validity of self-reported physician utilization measures. *Medical Care* 22(9):796-803.
- Densen PM, Shapiro S & Einhorn M 1959. Concerning high and low utilizers of service in a medical care plan, and the persistence utilization levels over a three-year period. *The Milbank Memorial Fund Quarterly* 37:217-250.
- Eriksson I, Uden A & Elofsson S 2001. Self-rated health: comparisons between three different measures. Results from a population study. *International Journal of Epidemiology* 30:326-333.
- Evans RG 1994. Introduction. In Evans RG, Barer ML & Marmor TR (orgs.). *Why are some people healthy and others not? The determinants of health of populations*. Aldine de Gruyter, Nova York.
- Freeborn DK, Pope CR, Mullooly JP & McFarland BH 1990. Consistently high users of medical care among the elderly. *Medical Care* 28(6):527-540.
- Glazier RH, Badley EM, Gilbert JE & Rothman L 2000. The nature of increased hospital use in poor neighborhoods: findings from a Canadian inner city. *Revue Canadienne de Santé Publique* 91(4):268-273.
- Hofer TP, Wolfe RA, Tedeschi PJ, McMahon LF & Griffith JR 1998. Use of community versus individual socioeconomic data in predicting variation in hospital use. *Health Services Research* 33(2):243-259.
- Hart JT 1971. The inverse care law. *Lancet* i:405-412.
- Hart JT 2000. Commentary: Three decades of the inverse care law. *British Medical Journal* 320 (7226):15.
- Hulka BS & Wheat JR 1985. Patterns of utilization: the patient perspective. *Medical Care* 23(5):438-460.
- IBGE 2000. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: acesso e utilização de serviços de saúde*. Rio de Janeiro.
- Jones CP 2001. "Race", racism, and the practice of epidemiology. *American Journal of Epidemiology* 154(4):299-304.
- Lee ES, Forthofer RN & Lorimer RJ 1989. *Analyzing complex survey data*. Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences. Sage Pub, Beverly Hills.
- McFarland BH, Freeborn DK, Mullooly JP & Pope CR 1985. Utilization patterns among long-term enrollees in a prepaid group practice health maintenance organization. *Medical Care* 23:1.221-1.233.
- McLaughlin CG, Normolle DP, Wolfe RA, McMahon LF & Griffith JR 1989. Small-area variation in hospital discharge rates: do socioeconomic variables matter? *Medical Care* 27(5):507-521.
- McMahon JR, Wolfe RA, Griffith JR & Cuthbertson D 1993. Socioeconomic influence on small area hospital utilization. *Medical Care* 31:YS29-YS36.
- Ministério da Saúde. Consulta Pública número 1, de 8 de dezembro de 2000. Disponível em < <http://dtr2001.saude.gov.br/sas/>>.
- Newbold KB, Eyles J & Birch S 1995. Equity in health care: methodological contributions to the analysis of hospital utilization within Canada. *Social Science and Medicine* 40(9):1.181-1.192.
- Nunes A, Santos JRS, Barata RB & Viana SR 2001. *Medindo as desigualdades em saúde no Brasil: uma proposta de monitoramento*. OPAS/OMS/IPEA, Brasília.
- Pinheiro RS & Travassos C 1999. Estudo da desigualdade na utilização de serviços de saúde por idosos em três regiões da cidade do Rio de Janeiro. *Cadernos de Saúde Pública* 15(3):487-496.
- Porto SM 1997. *Equidade na distribuição geográfica de recursos em saúde: uma contribuição para o caso brasileiro*. Tese de doutoramento, Escola Nacional de Saúde Pública/Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro (mimeo).
- Roos NP & Roos LL 1982. Surgical rate variations: do they reflect the health or socioeconomic characteristics of the population? *Medical Care* 20:945-958.
- Statistical Package for Social Sciences (SPSS) 1997. Release 10.0. SPSS Inc.
- Software for the Statistical Analysis of Correlated Data (SUDAAN) 1999. Release 7.5.4. Research Triangle Institute.
- Travassos C, Viacava F, Fernandes C & Almeida CS 2000. Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil. *Ciência e Saúde Coletiva* 5(1):133-149.
- Travassos C 1997. Equidade e o Sistema Único de Saúde: uma contribuição para debate. *Cadernos de Saúde Pública* 13:325-330.
- Travassos C, Sawyer D, Cunha EMGP, Viacava F & Barro A 2000a. Análise de resultados. In *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: acesso e utilização de serviços de saúde*. IBGE, Rio de Janeiro.
- Viacava F, Travassos C & Sobrinho RP 2000. *Relatório sobre gênero*. Fiocruz, Rio de Janeiro (mimeo).

Artigo apresentado em 6/3/2002

Aprovado em 12/6/2002

Versão final apresentada em 17/6/2002

SEGUNDO ARTIGO

TITLE: Factors Associated with Readmission to a General Hospital in Brazil.

TÍTULO: Fatores Associados às Readmissões Hospitalares em um Hospital Geral Brasileiro.

CASTRO, Mônica Silva Monteiro de*

CARVALHO, Marília Sá **

TRAVASSOS, Cláudia ***

*M.D., M.P.H., National School of Public Health (ENSP), Oswaldo Cruz Foundation (FIOCRUZ). Rua Leopoldo Bulhões, 1480/810 – Manguinhos - 21.041-210 – Rio de Janeiro – RJ – Brazil.

**Ph.D., ENSP, FIOCRUZ. Rua Leopoldo Bulhões, 1480/810 – Manguinhos - 21.041-210 – Rio de Janeiro – RJ – Brazil.

***Ph.D., Health Information Department, Scientific and Technological Information Center (CICT), Oswaldo Cruz Foundation (FIOCRUZ). Avenida Brasil, 4365 – Manguinhos – Rio de Janeiro – 21.045-900 – RJ – Brazil.

Corresponding address: Mônica Silva Monteiro de Castro

Rua Engenheiro Amaro Lanari 355, apto 601 - Anchieta

Belo Horizonte - CEP 30.310-580 - Minas Gerais - Brazil

Phone: 55 31 3223-4608 - Fax: 55 31 3221-4975

e-mail: mmcastro@uai.com.br or mmcastro@procc.fiocruz.br

RUNNING TITLE: Hospital Readmissions in Brazil

Abstract

The objective was to compare different modeling strategies to identify individual and admissions characteristics associated with readmission to a general hospital. Routine data recorded in the Hospital Information System on all admissions to the Regional Public Hospital of Betim, Minas Gerais State, Brazil, from July 1996 to June 2000 were analyzed. Cox proportional hazards model and variants designed to deal with multiple events data, like Andersen-Gill (AG), Prentice, Williams and Peterson (PWP), and random effects models were fitted to time between hospital admissions or censoring. For comparison purposes, a Poisson model was fitted to the total number of readmissions, using the same covariates. We analyzed 31,648 admissions of 26,198 patients, including 17,096 adults and 9,102 children. Estimates of parameters for the PWP and frailty models were very similar, and both approaches should be fitted and compared. If clinical characteristics are available, the PWP model is more appropriate. Otherwise the random effects model can account for unmeasured differences, particularly some related to severity of the disease. The methodologies presented in this paper can contribute to studying the problem of readmission, helping focus on various related aspects such as diagnostic groups or medical specialties.

Key words: survival analysis, hospital services utilization, repeat admissions, heavy users.

Resumo

O objetivo deste trabalho foi comparar diferentes métodos de análise de sobrevivência para identificação de características dos pacientes e das internações associadas a uma maior chance de reinternação em um grande hospital geral. Foram analisadas as internações do Hospital Público Regional de Betim, Minas Gerais/Brasil, de 07/1996 a 06/2000, excluindo internações apenas em obstetrícia e os óbitos na primeira internação. Foram utilizados os modelos de Cox; Andersen-Gill; Prentice, Williams and Peterson (PWP) e de efeitos aleatórios, tendo o tempo entre as internações ou até o óbito ou até o final do período de observação como variável resposta. Um modelo de Poisson tendo o número de internações como variável resposta foi ajustado para efeitos comparativos. Considerando os resultados bastante próximos dos modelos PWP e de fragilidade, recomenda-se o ajuste dos dois e que, caso haja discrepância importante entre eles, o modelo PWP seja preferido apenas nos casos em que seja possível a incorporação de mais variáveis clínicas. Caso contrário, sugerimos o uso do modelo de fragilidade, pois ele leva em conta características individuais não mensuradas. A aplicação da metodologia proposta neste trabalho pode ser bastante útil em outros contextos, sugerindo grupos de diagnósticos prioritários para uma investigação mais aprofundada.

Palavras-Chave: análise de sobrevivência, utilização de serviços hospitalares, admissões repetidas, grandes usuários.

Factors Associated with Readmission to a General Hospital in Brazil

INTRODUCTION

Multiple hospital admissions have rarely been studied, particularly in Brazil. Unnecessary re-hospitalization means unnecessary costs for the social security system and undue risks for patients. In this paper, four different survival models were applied to analyze time between successive admissions, in order to identify associated risk factors.

Hospital readmission can be defined as patient admission to a hospital within a certain period after discharge from the same hospital (Evans, 1988). The time span varied in the literature from 30 days (Holloway et al., 1990) to several years (Zook et al., 1980). Early readmission can be used as a marker for premature discharge and other problems related to the quality of hospital care. Longer time intervals are more often related to chronic diseases, socioeconomic conditions, and limited access to out-patient care.

Heavy users of hospital services are characterized by a pattern of repeated admissions (Schroeder et al., 1979; Zook & Moore, 1980). In the United States, a minority of Medicare users (5%) is responsible for a majority of admission days (55%) and hospital expenses (62%) (Boult et al., 1993). Between 1974 and 1977, nearly 22% of Medicare discharges were followed by readmission within 60 days (Anderson & Steinberg, 1985), a situation also described in Canada (Roos et al., 1990). In Brazil, heavy use of hospital services was associated with health needs and socioeconomic and enabling factors such as health insurance coverage and availability of a regular health service (Castro et al., 2002).

After a first admission, a patient can be readmitted for a different acute disease or for a planned intervention. Alternatively, readmission to treat the same initial disease can be related to

low effectiveness of hospital care, inadequate out-patient care after discharge, or the disease itself, whether chronic or terminal. Finally, some readmissions are unnecessary, based on reasons other than clinical need.

The following factors are associated with readmissions: (i) individual characteristics - age, sex, marital status, education, occupation, and income; (ii) clinical aspects - type and severity of the disease; (iii) health services supply characteristics - hospital type and patterns of medical practice, and (iv) place of residence and health care access. The relative weight of each factor is decisive for defining admission priorities in public hospitals. If such factors are clinically justified, to dissuade re-hospitalization can be harmful. On the other hand, if readmissions are related to social factors or hospital characteristics, clinically superior and more cost-effective alternatives can be encouraged (Holloway et al., 1990).

In several studies in the United States (Anderson & Steinberg, 1985; Smith et al., 1985; Fethke et al., 1986; Evans et al., 1988; Holloway et al., 1990; Boult et al., 1993; Kennedy et al., 2001), using different methods and time limits, the individual characteristics associated with readmission were: age, male sex, nonwhite race, widow(er) or single marital status, living alone or in a home or institution for the elderly, and having supplemental Medicaid coverage. Health needs factors identified were: poor self-rated health status, poor mental status, low life satisfaction index, functional disability, two or more chronic diseases, associated psychiatric disease and a history of coronary disease, more than six consultations, or diabetes in the last year. Characteristics associated with the previous admission were: initial treatment in the emergency department before admission, more severe disease as the principal diagnosis, history of two or more surgical procedures, discharge from a geriatric or intermediate care unit, and diagnosis of chronic disease. Considering the supply of hospital services, readmissions were associated with

previous admissions to hospitals with fewer than a hundred beds and greater distance between place of residence and the hospital.

The effect of length of stay (LOS) on readmission rates is complex: in some studies, shorter LOS was associated with an increase in the readmission rate (Schumann et al., 1976; Heggstad, 2002) and long-term need for home care (Meiners & Coffey, 1985). Other studies found that extended LOS was associated with a higher readmission risk for surgical patients (Riley & Lubitz, 1986), in this case longer periods indicating greater disease severity.

Planning the supply of hospital services and the need to optimize health care systems' resources are of great relevance in health services research. In this paper, different strategies to model time between admissions were compared, aiming at detecting individual and previous hospitalization characteristics associated with increased risk of readmission to a general hospital in the city of Betim, Minas Gerais, Brazil.

METHODOLOGY

Data

Data for all patients admitted to the Betim Regional Public Hospital (HPRB) from July 1996 to June 2000 were obtained from the Brazilian Hospital Admissions Information System. This system, designed for payment purposes, contains data on all patients whose hospitalizations are covered by public funding and is updated monthly. The public health care system in Brazil, known as the Unified National Health System (SUS), is based on universal and publicly funded access to health care. Nearly 70% of the population uses SUS services regularly; the other 30% uses it only occasionally and generally for more complex or expensive services. The HPRB is a general hospital with 270 beds and is the only public general hospital in Betim. Betim is located

in the Greater Metropolitan Area of Belo Horizonte, the capital of Minas Gerais State, Brazil, and had 285,522 inhabitants in 1998 (Ministry of Health, 2002).

The data set showed 47,638 hospital admissions corresponding to 38,696 individuals, varying from one to 19 admissions each. Hospitalizations were analyzed using a chronological structure. All admissions following the first one were considered readmissions, regardless of the time interval. In order to limit the analysis to clinical and surgical patients, 11,062 patients with admissions to the obstetric ward only were excluded. We also excluded 1,436 individuals who died during the first hospitalization. The remaining 31,648 admissions of 26,198 patients were divided into two groups: adults and children. The first group included 21,416 admissions of 17,096 patients over 14 years of age, and the second consisted of 10,232 admissions of 9,102 children up to 14 years old.

Time until readmission or censoring by death or end of the observation period was modeled, using the following independent covariates: sex, age, length of stay during the previous hospitalization, death during the subsequent hospitalization (for adults), medical specialty, and diagnosis on previous admission.

According to the Brazilian Ministry of Health guidelines, the main diagnosis for each admission was coded using the 9th Revision of the International Classification of Diseases (ICD-9) from 1996 to 1998 and the 10th Revision thereafter. To include this important covariate in the models, different approaches were tested. The most common one, grouping diagnoses in chapters, was considered too nonspecific for the readmission problem. On the other hand, the ICD three-digit groups were too numerous. Therefore, in order to incorporate the principal diagnosis in a meaningful way, admissions were classified as follows (see Castro et al, 2003 for more details):

- An equivalence table between ICD-9 and ICD-10 was used, considering three-digit groups of both classifications (141 groups for ICD-9 and 234 groups for ICD-10).

- Groups with fewer cases were combined as long as clinical coherence concerning readmission risk was maintained, resulting in 33 groups.
- A Cox proportional hazards model (Cox, 1972) was fitted, considering only time to first readmission for adults and children as a guide to the next step: groups with fewer than 100 patients were combined with another group from the same ICD chapter if the hazard ratios (HRs) for both groups were in the same direction and of similar magnitude. Otherwise, groups with different or non significant HRs, together with the chapters “Symptoms, Signs, and Ill-defined Conditions”, and “Factors Influencing Contact with Health Services” were combined in a group called “Others”. At the end of this process we had 26 diagnostic groups for adults and 19 for children, used as categorical variables for modeling.
- The reference groups chosen were Diseases of the Appendix for adults and Hernias for children, both with small readmission risk according to clinical criteria.

Survival Models

The models fitted were: (i) the classical Cox proportional hazards model using only time to first readmission; (ii) two different proposals for marginal models, the Andersen-Gill (AG) and the Prentice, Williams, and Peterson (PWP) models; and (iii) and a random effects model, referred to as a frailty model in survival analysis (Therneau & Grambsch, 2000). A Poisson linear model was also fitted to the total number of readmissions, for comparative purposes.

The AG model, also called an independent increments model, is recommended to model mutually independent observations of each individual. In this case, counts of events in distinct time intervals are independent, given the covariates. No extra strata are induced by the multiple events; the use of strata is based on the same considerations as for an ordinary single-event model.

In the PWP or “conditional” model, the individuals are at risk of the k -th event only if they presented the $(k-1)$ -th event. Unlike the AG model, each event belongs to a different and ordered stratum (first readmission, second readmission, and so on). The use of time-dependent strata means that the underlying intensity function can vary from event to event, whereas in the AG model the probability of any event is identical.

In survival analysis, frailty models associate a random effect for each individual in order to account for effects of over-dispersion, possibly due to unmeasured covariates. The random effect can be thought of as a frailty, increasing individual susceptibility to readmission when it is large and decreasing susceptibility when it is small.

Considering the nature of the problem, in theory the most appropriate model would be either the conditional or the frailty one. Given the absence of important covariates like clinical characteristics, the frailty model is a good choice, as will be highlighted in the discussion. The other models were adjusted for comparative purposes.

All models are fitted using a counting process notation as described in Therneau & Grambsch (2000), and the data set was prepared accordingly. The main difference vis-à-vis the more common notation is that an indicator for the start and end of each interval between admissions is used instead of just the time span. It should be noted that this maintains the calendar time flow, eliminating the artificial increase in the risk set at the beginning of the study period that would occur if all observations were brought to a theoretical time zero. The assumption of proportionality of risks was assessed using the Schoenfeld residuals (Therneau & Grambsch, 2000). We used the public domain statistical package R (Ihaka & Gentleman, 1996).

RESULTS

Nearly one fifth (18%) of all admissions were readmissions, and 15% of patients had at least one readmission. All patients were Brazilian, from the State of Minas Gerais; 62% were women and 80% were Betim residents. Surgery and obstetrics wards admitted 28% of patients each, and internal medicine and pediatrics 27% and 17% respectively. Only the main diagnosis was recorded in approximately 80% of admissions.

In adults, median time until readmission was one year and two months. Kaplan-Meier plots to illustrate the effect of each variable are shown in Figure 1, with group definitions provided in the legends and group sizes and median times shown in Table 1. Log-rank tests for survival differences were all highly significant ($p < 0.000$), as expected in such a large data set. Time between admissions was inversely related to the number of admissions and to hospital LOS in the preceding admission. Patient death often followed a short interval between admissions. These findings characterize a subgroup of heavy users of hospital services. Admission to the obstetric ward presented the smallest median time interval between admissions, because only obstetric cases with admissions to other medical specialties remained in the data set. The ICD groups with shorter median time interval between admissions were Renal Failure (80 days) and Liver Diseases (216 days).

In children, the median global time to readmission was one year and four months. Kaplan-Meier plots are shown in Figure 2, and group sizes and median times in Table 2. Except for sex, log-rank tests for survival differences were also all highly significant ($p < 0.000$). The age group with the shortest median time was 10 to 14 years. The associations between readmission numbers, LOS, and median times were less clear than for adults, suggesting that children were readmitted to treat acute disease episodes that were not interrelated. Death followed short time intervals after previous admission. However, the small number of deaths in children precluded

including this variable in the multivariate models. Admissions to the surgical ward and for Eye, Ear, and Mastoid Process Diseases had the shortest median times.

Table 3 shows the estimates for the adult model. Compared to both PWP and frailty models, in general, the coefficients were smaller for all variables when fitting the Poisson model, and larger using the AG model. Estimated variance of the random effect in the frailty model was 1.51, strongly indicating the presence of individual variability in readmission risk not explained by the covariates included in the model.

For an increment of one year in age, there was an increase of about 1% in the risk of readmission. Each additional day in LOS during the previous admission led to an increase of 1 to 1.5% in risk. The most important predictor of patients having undergone repeated admissions was death in the final admission, with a hazard ratio (HR) above 10 in all models. Obstetrics, internal medicine, and pediatrics specialties had a greater risk than surgery. It is worth mentioning that individuals over 14 years old with admissions to the pediatric unit are probably those with chronic health problems beginning in childhood. In the frailty model, the effect of admission to the obstetric ward lost significance, suggesting the possible influence of unmeasured covariates related to admissions to this medical specialty.

In the PWP model, when compared to Diseases of the Appendix, the groups with HR greater than 2 were: Liver Diseases (2.44), Diseases of the Gallbladder, Bile Ducts, and Pancreas (2.02), Renal Failure (4.06), Complications of Pregnancy, Childbirth, and the Puerperium (3.53), and Diseases of Skin and Subcutaneous Tissue (2.20). Five groups were significant in the PWP model but not in the frailty model: Blood, Blood-forming Organs, and Immunity Disorders, Diseases of the Urinary System, Neoplasms, Nervous System Diseases, and Musculoskeletal and Connective Tissue Diseases. The explanation may be related to the effect of unmeasured

covariates associated with these causes of hospitalization, better expressed by the random effects model.

Table 4 shows the estimated effects of covariates for children. Both the Poisson and AG models presented the same behavior as with the adult data set: smaller coefficients for the Poisson and larger for the AG, even more than for adults, almost doubling the HR for some covariates. The variance of the random effects model was 6.07, suggesting that individual frailty was even greater for children than for adults.

Readmission risk is greater for younger children: for an increment of one year in age there was a decrease of 3 to 6% in risk. An increment of one day in previous LOS was associated with an increase of about 1.5% in readmission risk. Pediatrics specialty had a protective effect according to the Cox and AG models.

In general, the estimated coefficients for the ICD groups were greater for children than for adults. In the PWP model, compared to Hernias, groups with an HR that was significant and greater than 2 were: Blood, Blood-forming Organs, and Immunity Disorders (5.13), Diseases of the Appendix (2.23), Intestinal and Peritoneal Diseases (2.12), Nervous System Diseases (4.73), Eye, Ear, and Mastoid Process Diseases (4.17), Circulatory Diseases (2.61), Acute Respiratory Diseases (2.08), Chronic Lower Respiratory Diseases (2.67), Male Genital Diseases (2.09), Congenital Anomalies (4.34), and Other Diseases (2.06). This last group includes Neoplasms, Endocrine, Nutritional and Metabolic Diseases, Female Genital Diseases, Renal Failure, Complications of Pregnancy, Childbirth, and the Puerperium, Symptoms, Signs, and Ill-defined Conditions, Factors Influencing Contact with Health Services, and Unknown Causes. All significant ICD groups in the PWP model remained significant in the frailty model. However, three groups – Appendix, Eye, Ear, and Mastoid Process Diseases, and Congenital Anomalies – had their coefficients markedly increased in the frailty model, again expressing the importance of

individual characteristics in explaining readmissions for patients previously admitted with those diagnoses.

DISCUSSION

It is important to study hospital readmissions, due to the high levels of hospital costs, especially in countries with limited available public budget funds for health care, such as Brazil and other developing nations. In addition, since the public health system in Brazil – called the Unified National Health System (SUS) - guarantees universal access to hospital care for those who need it, assessment of hospital use is crucial.

All models tested in our study displayed similar behaviors, with HRs that were significant and pointing in the same direction, due in part to the robustness of the large data set. The most dissimilar results came from the Poisson model, with clearly underestimated coefficients, strongly suggesting the use of survival models for this analysis. The larger coefficients estimated by the AG model were expected, induced by the conceptual limits of this model for grasping the correlation structure of observations, since it does not treat the admissions in ordered strata.

For adults, the results of the Cox model using only the first readmission were closer to the PWP and frailty models, suggesting that in this particular case the profiles of the first readmissions were similar to those of subsequent ones. In children, the Cox model results were similar to the AG ones, suggesting that the first readmission's profile is different from that of subsequent ones. The similar results of the PWP and frailty models reinforced the theoretically expected pertinence of both models.

Considering the appropriateness and similar results of the PWP and frailty models, both should be explored when modeling re-hospitalization. The PWP model is the best approach if clinical variables are available, since they are important to explain readmission risk. Otherwise,

we suggest the use of the frailty model, since it allows for unmeasured individual characteristics. The AG model is not appropriate for the analysis of ordered repeated events, and in fact our analysis confirmed this inadequacy. The Cox model for the first readmission only is not indicated for this problem either unless there is evidence that discarding subsequent readmissions would not affect results. In general, the models for children presented a worse fit. Although the smaller data set can be a possible explanation, readmissions in this age group are presumably not as predictable as for adults.

For both adults and children, readmissions were associated with severity of disease, indirectly measured through death occurring in the final hospitalization and LOS in the immediately previous one. Unfortunately it was not possible to control for co-morbidities, as in Martins et al. (2001), because secondary diagnosis was not filled out in 80% of the records. The inclusion of socioeconomic variables would also help understand other determinants of readmission. As there is no such information in the data set, place of residence could be a proxy for individual socioeconomic level (Krieger, 1992; Hofer et al., 1998). In addition, geographic access and distance from home to hospital could be analyzed as well, although geo-coding of addresses can be a problem in deprived areas of Brazil. Besides, the addition of spatial effects in survival models is still not a standard technique.

Analysis of the cause of hospital admission posed another challenge. An initial attempt to work with ICD chapters was abandoned because this classification added no meaningful information to the analysis of readmissions. The ICD groups created on the basis of clinical experience, peculiarities of the data set, and exploratory survival modeling were adequate for our purposes.

The selection bias originated by the exclusion of patients with admissions exclusively to obstetrics wards favored the more severely ill obstetric patients who were also admitted to other

wards. The results reflected this choice, as expected, but the alternative of excluding all obstetrics admissions was not considered appropriate, since part of the admissions history of many patients would be incomplete. On the other hand, to include patients with admissions only related to obstetrics would not help understand the readmissions problem, since it would be related to normal pregnancy and childbirth.

Except for obstetrics admissions, more than half (53%) of the publicly funded admissions of Betim inhabitants in 1998 and 66% of all hospital deaths occurred in the HPRB (Castro, 2001), emphasizing not only this public hospital's fundamental role in the city, but also the fact that its patients presented more severe diseases. Therefore, they could be more prone to readmissions than patients admitted to other hospitals.

The Hospital Information System is not prepared either to link registries of different admissions of the same patient or to link them with the Mortality Information System. It was only possible to follow each patient along all admissions in the HPRB using local identifiers.

Therefore, our working hypothesis was that the patients were not admitted to other hospitals until the end of the observation period. This approach was considered adequate, since the hospital studied is the only public general hospital in Betim. The city has only three other hospitals: a public maternity hospital, a low-complexity hospital which serves a specific and closed community, and a small private hospital which is used by a small fraction of the population. In addition, the municipal public health system was very well organized at the time, and patients tended to remain with the same hospital, particularly those that needed multiple admissions. Besides, as the data set was large, with 38 thousand patients and 47 thousand admissions, the results proved very robust and the inclusion of more admissions would not in fact have significantly influenced results. The same approach was used with other censoring situations, particularly deaths that occurred outside the HPRB.

The linkage of different databases is a complex operation (Bell et al, 1994). The implementation of a system that supplies information on all individual admissions, regardless of the health event, is under evaluation in Brazil. This system will spare several complex phases of database preparation, thereby facilitating the use of this kind of analysis by health services managers and policymakers. It will also allow take the effect of different hospitals into account, through the introduction of a random effect related to the hospital, in addition to individual effects.

The methodologies presented in this paper are remarkably useful in health services research, helping to identify problems related to quality of information or services, and to establish priorities among diagnostic groups that are heavily associated with readmission, for purposes of more in-depth investigation. It is important to remember that any program designed to prevent readmission must distinguish between avoidable and necessary readmissions, identifying situations in which impeding re-hospitalization would be harmful to the patient.

REFERENCES

1. Anderson G. F., Steinberg E. P., 1985. Predicting hospital re-admissions in the Medicare population. *Inquiry*, 22:251-8.
2. Bell R.M., Keeseey J., Richards T., 1994. The urge to merge: linking vital statistics records and Medicaid claims. *Medical Care*, 32(10):1004-18.
3. Boult C., Dowd B., McCaffrey D., Boult L., Hernandez R., Krulewitch H., 1993. Screening elders for risk of hospital admission. *Journal of the American Geriatric Society*, 41:811-7.
4. Castro, M. S. M., 2001. Comparação entre as internações de moradores de Betim no Hospital Público Regional de Betim e em outros hospitais do Sistema Único de Saúde no Estado de Minas Gerais [Comparison between Betim residents' hospital admissions in Betim Regional

- Public Hospital and in other hospitals under the Brazilian Unified National Health System in Minas Gerais State]. *Cadernos Saúde Coletiva*, 9(1):53-98.
5. Castro, M. S. M., Travassos C., Carvalho M. S., 2002. Fatores Associados às Internações Hospitalares no Brasil [Factors Associated with Hospital Admissions in Brazil]. *Ciência e Saúde Coletiva*, 7(4):795-811.
 6. Castro, M. S. M & Carvalho M. S., 2003. Agrupamento da Classificação Internacional de Doenças para Análise de Dados de Reinternação Hospitalar [Grouping of the International Classification of Diseases for Analysis of Hospital Readmissions Data]. Unpublished.
 7. Cox D. R., 1972. Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 34:187-201.
 8. Evans R. L., Hendricks R. D., Lawrence K. V., Bishop D. S., 1988. Identifying factors associated with health care use: a hospital-based risk-screening index. *Social Science and Medicine*, 9:947-953.
 9. Fethke C. C., Smith I. A., Johnson N., 1986. "Risk" factors affecting readmission of the elderly into the health care system. *Medical Care*, 24:429-437.
 10. Heggstad, T., 2002. Do Hospital Length of Stay and Staffing Ratio Affect Elderly Patients' Risk of Readmission? A Nationwide Study of Norwegian Hospitals. *Health Services Research* 37(3):647-665.
 11. Hofer T., Wolfe R. A., Tedeschi P. J., McMahon L. F., Griffith J. R., 1998. Use of Community versus Individual Socioeconomic Data in Predicting Variation in Hospital Use. *Health Services Research*, 33(2):243-259.
 12. Holloway J. J., Medendorp S. V., Bromberg J., 1990. Risk Factors for Early Readmission among Veterans. *Health Services Research*, 25(1):215-237.

13. Ihaka, R. & Gentleman, R., 1996. R: A Language for Data Analysis and Graphics. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 5:299-314. (<http://www.r-project.org/>)
14. Kennedy B. S., Kasl S. V., Vaccarino V., 2001. Repeated Hospitalizations and Self-rated Health among the Elderly: A Multivariate Failure Time Analysis. *American Journal of Epidemiology*, 153(3):232-241.
15. Krieger N., 1992. Overcoming the Absence of Socioeconomic Data in Medical Records: Validation and Application of a Census-Based Methodology. *American Journal of Public Health*, 82(5):703-710.
16. Martins, M., Travassos C., Noronha J. C., 2001. Sistema de Informações Hospitalares como ajuste de risco em índices de desempenho [Brazilian Hospital Database System for Risk Adjustment in Performance Indicators]. *Revista de Saúde Pública*, 35(2):185-192.
17. Meiners M., Coffey R., 1985. Hospital DRG and the need for long-term care services: an empirical analysis. *Health Services Research*, 20:359-84.
18. Ministério da Saúde (MS), 1998. Manual da AIH [Hospital Admission Authorization Manual]. In: *CD – ROM Movimento de Autorização de Internação Hospitalar - Reduzido 1998*. Brasília: Ministério da Saúde.
19. Ministério da Saúde / Secretaria Executiva / DATASUS. Informações de Saúde: População Residente [Health Information: Resident Population] [accessed on January 12, 2002]. Available at: <http://www.datasus.gov.br/>
20. Organização Mundial da Saúde [World Health Organization], 1979. *Classificação Estatística Internacional de Doenças: Manual de Lesões e Causas de Óbito; Nona Revisão* [Manual of the International Classification of Diseases, Injuries, and Causes of Death: 9th Revision], 1979. São Paulo; Centro Brasileiro para Classificação de Doenças em Português.

21. Organização Mundial de Saúde / Centro Colaborador da OMS para a Classificação de Doenças em Português da Universidade de São Paulo [World Health Organization], 1993. *Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde – Décima Revisão (CID -10)* [International Classification of Diseases and Related Health Problems: 10th Revision]. São Paulo: Editora Edusp.
22. Riley G., Lubitz J., 1986. Outcomes of Surgery in the Medicare Aged Population: Rehospitalization after Surgery. *Health Care Financing Review*, 8(1):23-34.
23. Roos N. P., Shapiro E., Tate R., 1990. Does a small minority of elderly account for a majority of health care expenditures? A sixteen-year perspective. *The Milbank Quarterly*, 67:347-69.
24. Schroeder, S. A., Showstack, J. A., Roberts H. E., 1979. Frequency and Clinical Description of High-Cost Patients in 17 Acute-Care Hospitals. *New England Journal of Medicine*, 300(23):1306-1309.
25. Schumann J., Ostfeld A., Willard H., 1976. Discharge planning in an acute hospital. *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 57:343.
26. Sistema de Informações Hospitalares do Ministério da Saúde [Brazilian Ministry of Health Hospital Information System] (SIH-AIH) [accessed on April 16, 2001]. Available at: <http://tabnet.datasus.gov.br/tabnet/tabnet.htm#AssistSaude>
27. Smith D. M., Norton J. A., McDonald C. J., 1985. Non-elective re-admissions of medical patients. *Journal of Chronic Diseases*, 38:213-24.
28. Therneau T. M., Grambsch P. M., 2000. Modeling Survival Data: Extending the Cox Model. Springer.
29. Zook C. J., Moore F. D., 1980. High-Cost Users of Medical Care. *New England Journal of Medicine*, 302(18):996-1002.

30. Zook C. J., Savickis S. F., Moore F. D., 1980. Repeated Hospitalizations for the Same Disease: A Multiplier of National Health Care Costs. *Milbank Memorial Fund Quarterly (Health and Society)*, 58(3): 454-71.

Legends

Table 1 - Frequency distribution and median time until subsequent admission in individuals over 14 years of age, Betim Regional Public Hospital, Minas Gerais State, Brazil, 1996-2000.

Table 2 - Frequency distribution and median times until subsequent admission of individuals under 14 years of age, Betim Regional Public Hospital, Minas Gerais, Brazil, 1996-2000.

Figure 1 – Kaplan-Meier plots for sex, age (in years), number of admissions, length of stay (in days), death in the final admission, and medical specialty, adults, Regional Public Hospital of Betim, Minas Gerais, Brazil, 1996 to 2000.

Figure 2 – Kaplan-Meier plots for sex, age (in years), number of admissions, length of stay (in days) and medical specialty, children, Regional Public Hospital of Betim, Minas Gerais, Brazil, 1996 to 2000.

Table 3 - Model comparison, admissions to Betim Regional Public Hospital, individuals over 14 years of age, Minas Gerais, Brazil, 1996-2000.

Table 4 - Model comparison, admissions to Betim Regional Public Hospital, individuals under 14 years of age, Minas Gerais/Brazil, 1996-2000.

Table 1 - Frequency distribution and median time until subsequent admission in individuals over 14 years of age, Betim Regional Public Hospital, Minas Gerais State, Brazil, 1996-2000.

Characteristic	Category	Frequency	%	Median Tin
Global Median Time		21416		416
Sex	Male	10715	50	419
	Female	10701	50	413
		21416	100	
Age (Years)	15 to 19	2129	10	453
	20 to 29	4175	19	448
mean 43.71	30 to 39	4090	19	445
se 19.23	40 to 49	3557	17	393
	50 to 59	2495	12	392
	60 to 69	2374	11	394
	70 to 79	1755	8	360
	80 or over	841	4	398
		21416	100	
No. Admissions	1	13891	65	544
	2	4355	20	271
	3	1658	8	168
	4	711	3	93
	5	317	1	57
	6 and more	484	2	50
		21416	100	
Length of Stay (Days)	0	58	0	529
	1	6040	28	438
	2 to 4	7487	35	433
	5 to 9	4050	19	412
	10 to 14	1627	8	353
	15 to 19	812	4	327
	20 or over	1342	6	328
		21416	100	
Death (during nr admission)	No	21004	98	426
	Yes	412	2	73
		21416	100	
Specialty	Surgery	9655	45	419
	Obstetrics	869	4	346
	Internal Medicine	10763	50	423
	Pediatrics	129	1	397
		21416	100	
ICD Group	Appendix	814	4	467
	Infectious and Parasitic	444	2	447
	Neoplasms	415	2	490
	Endocrine, Nutritional, and Metabolic	571	3	423
	Blood, Blood-forming Organs, and Immunity	196	1	470
	Esophagus, Stomach, and Duodenum	263	1	490
	Hernias	766	4	399
	Intestines and Peritoneum	301	1	374
	Other Digestive Diseases	444	2	378
	Liver	193	1	216
	Gallbladder, Bile Ducts, and Pancreas	896	4	360
	Nervous System	1095	5	446
	Cardiovascular, exc. Vein and Lymphatic Diseases	2915	14	364
	Vein and Lymphatic Diseases	536	3	443
	Acute Respiratory Infections	607	3	567
	Other Respiratory Diseases	306	1	317
	Chronic Lower Respiratory Diseases	625	3	435
	Urinary Diseases	650	3	545
	Male Genital Diseases	175	1	313
	Female Genital Diseases	742	3	427
	Renal Failure	348	2	80
	Pregnancy, Childbirth, and Puerperium	1337	6	331
	Skin and Subcutaneous Tissue	459	2	358
	Musculoskeletal and Connective Tissue	453	2	429
	Injuries and Poisoning	4747	22	456
	Other Diseases	1118	5	502
		21416	100	

Table 2 - Frequency distribution and median times until subsequent admission of individuals under 14 years of age, Betim Regional Public Hospital, Minas Gerais, Brazil, 1996-2000.

Characteristic	Category	Frequency	%	Median tim
Global Median Time		10232		500
Sex	Male	5652	55	484
	Female	4580	45	520,5
		10232	100	
Age (Years)	under 1	5012	49	508,5
	1 to 4	2611	26	510
mean 3.09	5 to 9	1549	15	505
se 3.99	10 to 14	1060	10	454
		10232	100	
No. Admissions	1	8305	81	588
	2	1197	12	259
	3	332	3	161,5
	4	148	1	85,5
	5	55	1	120
	6 or over	195	2	61
		10232	100	
Length of Stay (Days)	0	22	0	858,5
	1	2394	23	490,5
	2 to 4	2719	27	481
	5 to 9	2585	25	506
	10 to 14	1150	11	554,5
	15 to 19	490	5	522,5
	20 or over	872	9	500,5
		10232	100	
Death (during ne admission)	No	10203	100	503
	Yes	29	0	46
		10232	100	
Specialty	Surgery	2494	24	472
	Obstetrics and Internal Medicine	364	4	509
	Pediatrics	7374	72	517
		10232	100	
ICD Group	Hernias	357	3	659
	Infectious and Parasitic	1086	11	471
	Blood, Blood-forming Organs, and Immunity	128	1	310,5
	Appendix	206	2	445,5
	Intestines and Peritoneum	207	2	583
	Nervous System	283	3	324
	Eye, Ear, and Mastoid Process	99	1	288
	Circulatory	101	1	443
	Acute Respiratory Infections	1649	16	539
	Other Respiratory Diseases	348	3	361
	Chronic Lower Respiratory Diseases	652	6	407
	Urinary Diseases	274	3	588
	Male Genital Diseases	115	1	573
	Skin and Subcutaneous Tissue	291	3	638
	Musculoskeletal and Connective Tissue	149	1	476
	Congenital Anomalies	218	2	354
	Certain Conditions Originating in the Perinatal Period	2293	22	575
	Injuries and Poisoning	1236	12	481
	Other Diseases	540	5	521
		10232	100	

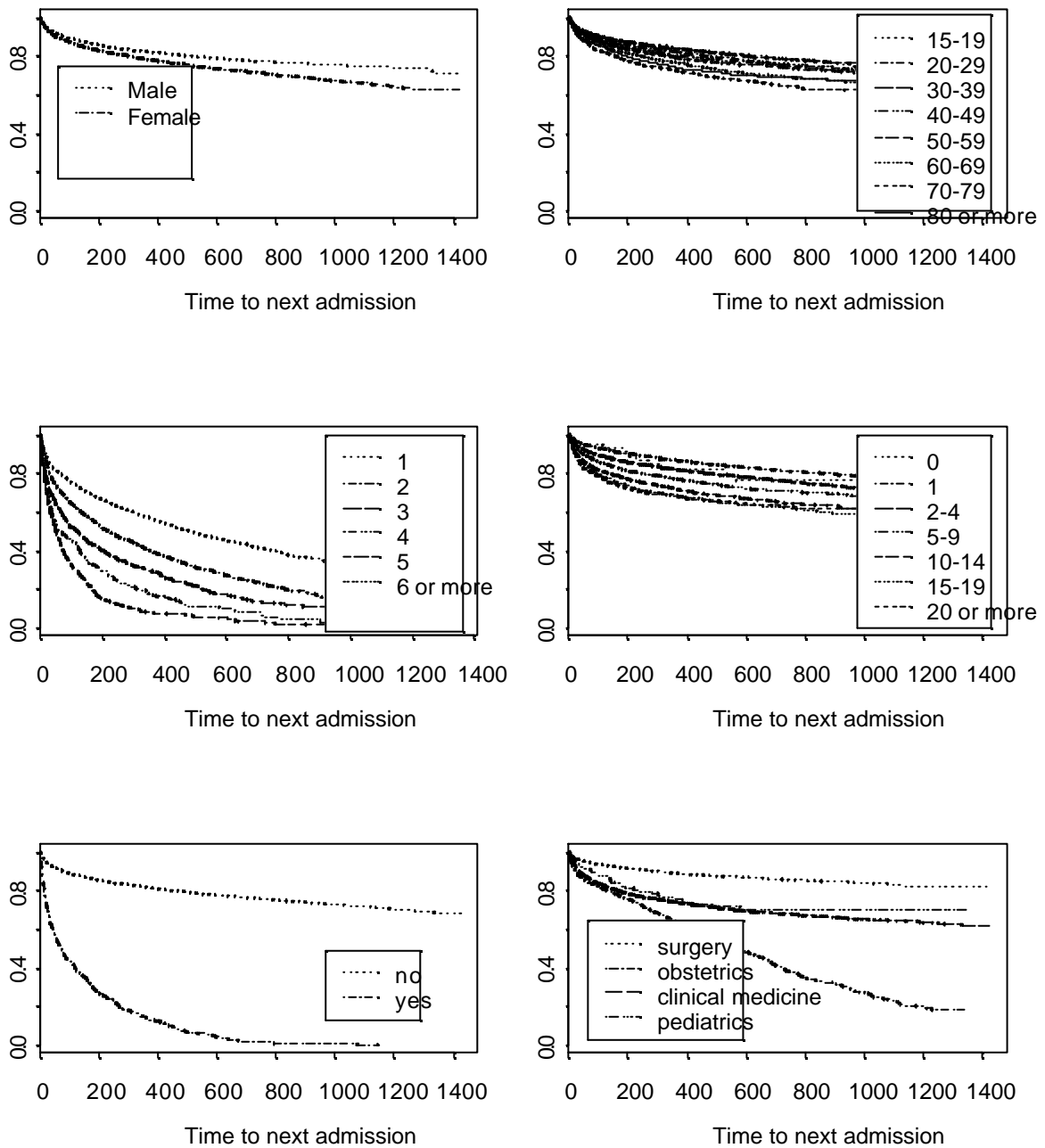


Figure 1 – Kaplan-Meier plots for sex, age (in years), number of admissions, length of stay (in days), death in the final admission, and medical specialty, adults, Regional Public Hospital of Betim, Minas Gerais, Brazil, 1996 to 2000.

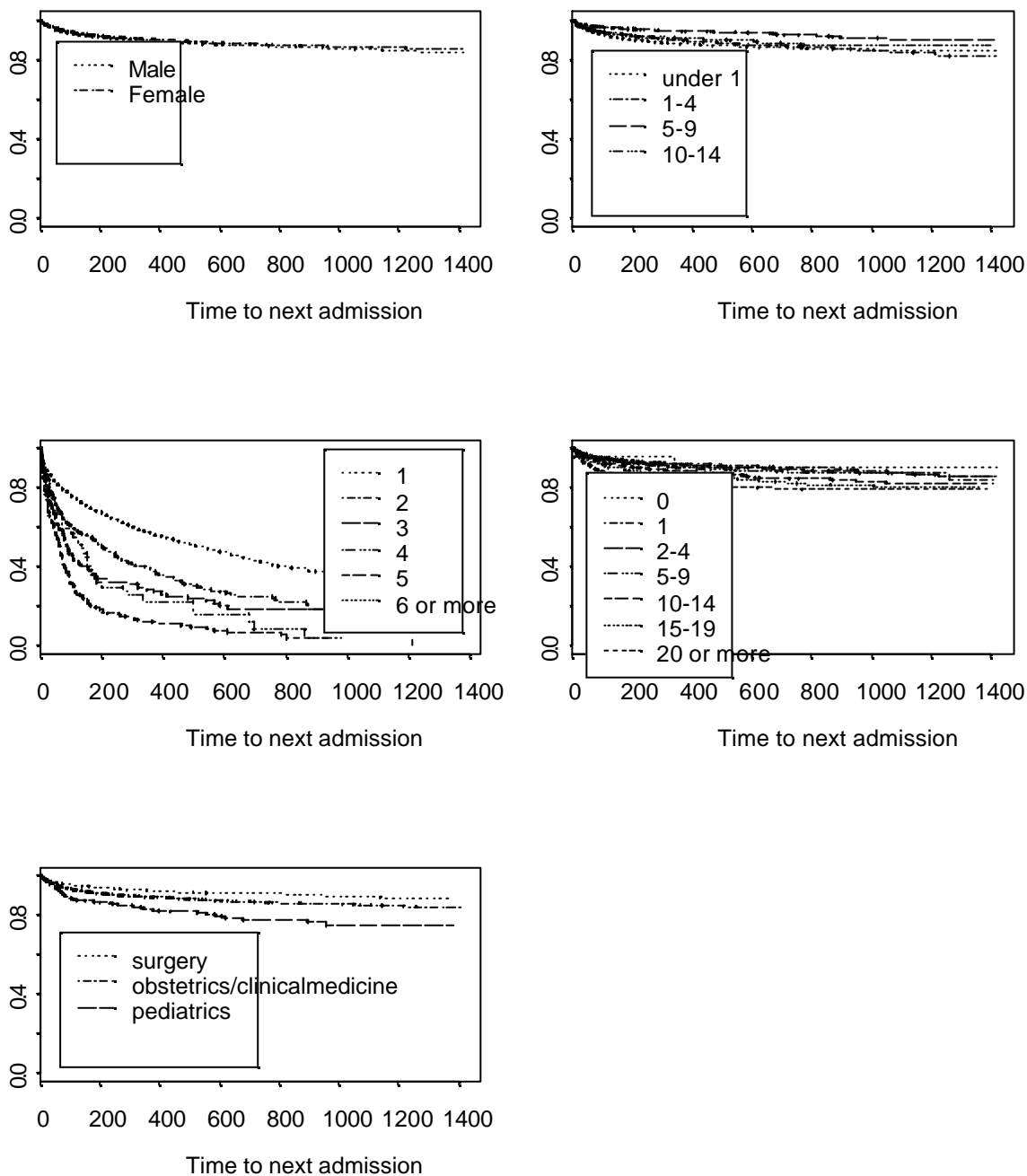


Figure 2 – Kaplan-Meier plots for sex, age (in years), number of admissions, length of stay (in days) and medical specialty, children, Regional Public Hospital of Betim, Minas Gerais, Brazil, 1996 to 2000.

Table 3 - Model comparison, admissions to Betim Regional Public Hospital, individuals over 14 years of age, Minas Gerais, Brazil, 1996-2000.

Characteristic	Category	Poisson		Cox		Andersen-Gill		PWP		Frailty	
		RP	95% CI	HR	95% CI	HR	95% CI	HR	95% CI	HR	95% CI
Sex	Male	1,00		1,00		1,00		1,00		1,00	
	Female	1,00	0.98-1.03	1.04	0.97-1.12	1.03	0.94-1.13	1.01	0.93-1.09	1.05	0.96-1.14
Age	Years	1.001	1.000-1.001	1.004	1.002-1.010	1.003	1.001-1.010	1.004	1.002-1.010	1.050	1.003-1.010
Length of Stay	Days	1.003	1.002-1.005	1.010	1.009-1.010	1.010	1.007-1.010	1.010	1.007-1.010	1.015	1.011-1.020
Death (during next admission)	No	1,00		1,00		1,00		1,00		1,00	
	Yes	1.43	1.31-1.56	13.94	12.33-15.76	12.24	10.39-14.41	11.2	9.44-13.28	12.04	10.28-14.09
Specialty	Surgery	1,00		1,00		1,00		1,00		1,00	
	Obstetrics	1.7	1.53-1.90	1.97	1.63-2.39	1.8	1.44-2.27	1.47	1.17-1.87	0.92	0.73-1.17
	Internal Medicine	1.1	1.06-1.15	1.46	1.31-1.61	1.49	1.33-1.67	1.46	1.31-1.62	1.71	1.53-1.92
	Pediatrics	1.13	0.95-1.34	1.62	1.11-2.38	1.66	1.07-2.57	1.68	1.10-2.57	1.9	1.23-2.94
ICD Group	Appendix (REF)	1,00		1,00		1,00		1,00		1,00	
	Infectious and Parasitic	1.02	0.90-1.15	1.28	0.92-1.78	1.48	1.05-2.09	1.36	0.97-1.90	1.16	0.81-1.68
	Neoplasms	1.04	0.93-1.18	1.62	1.16-2.27	1.71	1.22-2.41	1.57	1.12-2.21	1.39	0.95-2.02
	Endocrine, Nutritional, and Metabolic	1.17	1.05-1.31	1.55	1.14-2.10	1.8	1.29-2.51	1.62	1.17-2.24	1.52	1.08-2.14
	Blood, Blood-forming Organs, and Immunity	1.1	0.94-1.28	1.44	0.98-2.11	1.61	1.08-2.40	1.52	1.02-2.27	1.49	0.95-2.32
	Esophagus, Stomach, and Duodenum	1.05	0.92-1.20	1.43	0.99-2.06	1.44	1.00-2.09	1.39	0.96-2.00	1.26	0.83-1.93
	Hernias	1.01	0.92-1.12	1.35	0.97-1.86	1.41	1.02-1.95	1.33	0.97-1.84	1.29	0.91-1.83
	Intestines and Peritoneum	1.08	0.94-1.23	1.8	1.26-2.56	2,00	1.39-2.88	1.8	1.26-2.57	1.71	1.16-2.54
	Other Digestive Diseases	1.07	0.95-1.21	1.92	1.40-2.64	2.16	1.56-2.99	1.95	1.42-2.69	1.82	1.27-2.60
	Liver	1.35	1.15-1.58	2.35	1.65-3.34	2.88	1.92-4.33	2.44	1.65-3.61	2.66	1.76-4.03
	Gallbladder, Bile Ducts, and Pancreas	1.08	0.98-1.19	2.07	1.56-2.76	2.19	1.63-2.94	2.02	1.51-2.69	1.99	1.44-2.74
	Nervous System	1.02	0.92-1.13	1.56	1.17-2.09	1.75	1.27-2.37	1.61	1.20-2.15	1.34	0.98-1.85
	Cardiovascular, exc. Vein and Lymphatic Diseases	1.1	1.01-1.21	1.66	1.26-2.17	1.97	1.48-2.62	1.7	1.29-2.24	1.61	1.20-2.18
	Vein and Lymphatic Diseases	1.07	0.96-1.20	1.71	1.25-2.34	1.79	1.29-2.49	1.65	1.19-2.28	1.51	1.06-2.14
	Acute Respiratory Infections	1.02	0.91-1.14	1.16	0.85-1.58	1.32	0.96-1.82	1.25	0.91-1.72	1.1	0.78-1.55
	Other Respiratory Diseases	0.99	0.86-1.13	1.84	1.26-2.70	2.05	1.40-3.02	1.75	1.18-2.59	1.57	1.04-2.38
	Chronic Lower Respiratory Diseases	1.2	1.08-1.35	1.78	1.33-2.40	1.95	1.42-2.69	1.68	1.24-2.29	1.59	1.13-2.23
	Urinary Diseases	1.09	0.98-1.21	1.4	1.04-1.90	1.46	1.06-2.01	1.38	1.01-1.90	1.38	0.98-1.95
	Male Genital Diseases	0.99	0.84-1.17	1.13	0.63-2.01	1.2	0.67-2.16	1.15	0.64-2.05	1.09	0.59-2.03
	Female Genital Diseases	1.05	0.95-1.16	1.35	0.98-1.84	1.4	1.01-1.92	1.35	0.98-1.85	1.3	0.92-1.84
	Renal Failure	1.95	1.72-2.23	4.64	3.40-6.34	6.26	4.31-9.08	4.06	2.87-5.74	5.27	3.72-7.47
	Pregnancy, Childbirth, and Puerperium	1.24	1.11-1.39	3.79	2.84-5.07	3.93	2.88-5.37	3.53	2.59-4.81	5.39	3.84-7.56
	Skin and Subcutaneous Tissue	1.13	1.00-1.27	2.25	1.65-3.09	2.59	1.86-3.60	2.2	1.59-3.04	2.06	1.45-2.91
Musculoskeletal and Connective Tissue	1.02	0.91-1.15	1.53	1.09-2.15	1.73	1.22-2.45	1.55	1.10-2.18	1.36	0.94-1.96	
Injuries and Poisoning	0.99	0.92-1.07	1.11	0.86-1.43	1.15	0.89-1.49	1.13	0.88-1.47	1.05	0.80-1.39	
Other Diseases	1.03	0.93-1.13	1.2	0.89-1.60	1.31	0.97-1.77	1.23	0.91-1.65	1.05	0.77-1.45	
Frailty	Variance									1.51	

Table 4 - Model comparison, admissions to Betim Regional Public Hospital, individuals under 14 years of age, Minas Gerais/Brazil, 1996-2000.

Characteristic	Category	Poisson		Cox		Andersen-Gill		PWP		Fragilidade	
		RP	95% CI	HR	95% CI	HR	95% CI	HR	95% CI	HR	95% CI
Sex	Male	1,00		1,00		1,00		1,00		1,00	
	Female	0.99	1.03-0.96	0.91	0.80-1.36	0.94	0.78-1.13	0.97	0.85-1.11	0.87	0.73-1.04
Age	Years	0.993	0.987-0.999	0.934	0.913-0.956	0.935	0.902-0.970	0.966	0.939-0.994	0.963	0.937-0.989
Length of Stay	Days	1.004	1.003-1.006	1.014	1.010-1.017	1.014	1.011-1.018	1.015	1.011-1.019	1.015	1.008-1.021
Specialty	Surgery	1,00		1,00		1,00		1,00		1,00	
	Obstetrics and Internal Medicine	1.03	0.90-1.18	1.11	0.75-1.64	1.1	0.68-1.77	1.06	0.70-1.61	1.21	0.79-1.87
	Pediatrics	0.96	0.87-1.05	0.63	0.46-0.86	0.62	0.44-0.90	0.84	0.61-1.15	1.08	0.77-1.55
ICD Group	Hernias (REF)	1,00		1,00		1,00		1,00		1,00	
	Infectious and Parasitic	1.04	0.89-1.21	2.13	1.24-3.66	2.22	1.25-3.96	1.74	1.00-3.00	1.86	0.98-3.53
	Blood, Blood-forming Organs and Immunity	1.5	1.21-1.86	6.69	3.57-12.53	9.05	4.25-19.29	5.13	2.71-9.70	5.06	2.34-10.96
	Appendix	1.08	0.91-1.28	2.28	1.22-4.27	2.21	1.15-4.25	2.23	1.17-4.24	4.25	1.85-9.81
	Intestines and Peritoneum	1.12	0.93-1.36	2.58	1.39-4.79	3.33	1.75-6.34	2.12	1.17-3.86	2.64	1.28-5.41
	Nervous System	1.26	1.05-1.52	6.04	3.34-10.92	9.17	4.61-18.24	4.73	2.61-8.57	3.9	1.96-7.74
	Eye, Ear and Mastoid Process	1.05	0.82-1.33	4.17	1.92-9.02	5.15	2.32-11.43	4.17	2.01-8.64	5.53	2.19-13.99
	Circulatory	1.27	0.99-1.62	4.77	2.41-9.43	5.08	2.42-10.63	2.61	1.40-4.89	2.71	1.81-6.25
	Acute Respiratory Infections	1.09	0.94-1.26	2.41	1.42-4.09	2.88	1.63-5.09	2.08	1.23-3.49	2.25	1.21-4.17
	Other Respiratory Diseases	0.97	0.83-1.13	1.36	0.70-2.62	1.75	0.93-3.27	1.58	0.88-2.87	2.00	0.96-4.15
	Chronic Lower Respiratory Diseases	1.11	0.95-1.31	3.32	1.91-5.77	4.25	2.36-7.65	2.67	1.55-4.60	2.95	1.55-5.63
	Urinary Diseases	1.07	0.89-1.29	2.17	1.12-4.21	2.66	1.16-6.12	1.93	0.96-3.88	1.69	0.78-3.63
	Male Genital Diseases	1.05	0.85-1.30	2.22	1.14-4.32	2.17	1.11-4.24	2.09	1.10-3.96	2.49	1.06-5.85
	Skin and Subcutaneous Tissue	1.01	0.85-1.20	1.24	0.64-2.40	1.27	0.64-2.53	1.00	0.52-1.91	0.85	0.40-1.84
	Musculoskeletal and Connective Tissue	1.02	0.84-1.25	2.15	1.07-4.31	2.08	0.95-4.51	1.81	0.88-3.76	1.91	0.81-4.54
	Congenital Anomalies	1.18	1.00-1.40	5.03	3.02-8.39	5.51	3.16-9.61	4.34	2.58-7.32	6.99	3.68-13.27
	Certain Conditions Originating in the Perinatal Period	0.99	0.86-1.14	1.25	0.73-2.13	1.26	0.72-2.21	1.24	0.73-2.10	1.43	0.76-2.69
Injuries and Poisoning	1,00	0.86-1.15	1.31	0.81-2.12	1.31	0.79-2.18	1.34	0.82-2.18	1.55	0.88-2.76	
Other Diseases	1.08	0.92-1.27	2.3	1.31-4.02	2.84	1.58-5.09	2.06	1.20-3.53	2.1	1.10-4.02	
Frailty	Variance									6.07	

TERCEIRO ARTIGO

TÍTULO COMPLETO: Efeito da Oferta de Serviços de Saúde no Uso de Internações Hospitalares no Brasil.

TITLE: Effect of Health Services Supply on Hospital Admission Utilization in Brazil.

CASTRO, Mônica Silva Monteiro*

TRAVASSOS, Cláudia **

CARVALHO, Marília Sá ***

*M.D., M.P.H., Escola Nacional de Saúde Pública (ENSP), Fundação Oswaldo Cruz (FIOCRUZ). Rua Leopoldo Bulhões, 1480/810 – Manguinhos - 21.041-210 – Rio de Janeiro – RJ – Brasil.

**Ph.D., Departamento de Informações em Saúde (DIS), Centro de Informação Científica e Tecnológica (CICT), FIOCRUZ. Avenida Brasil, 4365 – Manguinhos – Rio de Janeiro – 21.045-900 – RJ – Brasil.

***Ph.D., ENSP, FIOCRUZ. Rua Leopoldo Bulhões, 1480/810 – Manguinhos - 21.041-210 – Rio de Janeiro – RJ – Brasil.

TÍTULO CORRIDO: Efeito da Oferta de Serviços nas Internações Hospitalares

RESUMO

Em um estudo anterior, o principal fator associado às admissões hospitalares no Brasil foi necessidade da saúde. As pessoas de menor renda passaram a ter maior chance de serem internadas, quando a internação era controlada por necessidade de saúde e fatores capacitantes (cobertura por seguro da saúde e existência de serviço de saúde de uso regular). O objetivo dessa análise foi estender o modelo de uso de serviços hospitalares para incorporar a informação sobre a oferta de serviços de saúde. Isso foi feito usando modelos hierárquicos, com a pessoa como o primeiro nível e a unidade da federação de residência como o segundo. Dois modelos foram ajustados separadamente para adultos e crianças: uma regressão logística, para modelar ter ou não ter tido uma admissão, e uma regressão de Poisson, para modelar o número das admissões, sendo que o último modelo considerou apenas pessoas que tiveram pelo menos uma admissão. Necessidades da saúde, fatores predisponentes e fatores capacitantes individuais apresentaram resultados similares aos anteriores. Somente de 1 a 3% da variação da utilização das admissões hospitalares pode ser atribuído às diferenças na oferta de serviços de saúde no nível da unidade da federação. Nos modelos logísticos, o número de leitos hospitalares e o de médicos *per capita* foram associados à chance de admissão. Para adultos, a razão das chances (“Odds Ratio” - OR) foi 1,21, com intervalo da confiança de 95% (1,06-1,39), e 0,85 (0,78-0,94), respectivamente. Para crianças, os OR foram de 1,40 (1,22-1,61) e 0,82 (0,74-0,91), respectivamente. O porte do hospital, o percentual de leitos públicos, o número médio das admissões *per capita*, o número médio de consultas médicas *per capita* e o número de unidades ambulatoriais públicas não se mostraram associados à chance de admissão. Nos modelos de Poisson, nenhuma das variáveis de oferta foi associada à chance de admissão. Nossos resultados sugerem a existência de um efeito de demanda induzida pela oferta no

caso dos leitos hospitalares. Mesmo ajustando-se por necessidades de saúde e outras variáveis individuais pertinentes, quanto maior o número de leitos disponíveis, maior a chance do indivíduo internar-se, e vice-versa; quanto menor o número de leitos, menor a chance do indivíduo internar-se. A associação inversa das admissões hospitalares com o número de médicos pode estar indicando a influência do cuidado ambulatorial no uso do hospital.

Palavras-chave: Utilização de Serviços Hospitalares, Oferta de Serviços de Saúde, Modelos Hierárquicos.

ABSTRACT

In a previous study, we found that the main determinant of hospital admissions in Brazil were health needs. Poor people had more chance of being admitted, when controlling for health needs and enabling factors (health insurance coverage and a regular health service). Our objective was to extend this previous model to incorporate information about health services supply. This was done using hierarchical models, using the person as the first level and the State of residence as the second level. Models were adjusted separately for adults and children. Two models were adjusted for each group: the first using logistic regression with to have had or not an admission as the response variable, and the second using Poisson regression with the number of admissions as the response variable. This last model was adjusted only for persons that had at least one admission. Considering health needs, predisposing and enabling individual variables, results were similar to our earlier ones. Only 1 to 3% of the variability in hospital admission utilization could be attributed to health supply differences at the State level. In logistic models, number of beds and number of doctors per capita were associated with admission chance. For adults, Odds Ratio (OR) was 1.21 with 95% Confidence Interval (1.06-1.39) and 0.85 (0.78-0.94), respectively. For children, OR was 1.40 (1.22-1.61) and 0.82 (0.74-0.91), respectively. Hospital size, percentage of public beds, average number of admissions per capita, average number of medical consultations per capita and number of public outpatient units were not associated with admission chance. In Poisson models, any of the supply variables were associated with admission chance. Our results suggest the existence of a supplier-induced demand effect considering hospital beds. On one hand, States with more hospital beds could have unnecessary admissions. On the other hand, in States with fewer beds, necessary admissions could not have been realized because of absence of available beds. The number

of doctors' inverse association with hospital admissions suggested the influence of outpatient care on hospital use. Our results should be viewed considering the peculiar conformation of Brazilian health system, composed by a public Unified Health System (SUS) and by a supplementary private system, and with a very unequal geographical distribution of doctors.

Key words: Hospital Services Utilization, Health Services Supply, Hierarchical Models.

*Efeito da Oferta de Serviços de Saúde na Desigualdade do Uso de Internações
Hospitalares no Brasil.*

INTRODUÇÃO

O estudo da influência da oferta na utilização de serviços de saúde é uma área ainda pouco explorada no Brasil. Essa análise pode ser de grande valia para orientar políticas públicas de investimento e de custeio dos serviços de saúde no país. Neste artigo, incorporar-se-ão informações sobre a oferta de serviços de saúde no Brasil em um modelo explicativo do uso individual de serviços hospitalares, utilizado em Castro et al (2002).

As necessidades de saúde, quando percebidas pelo indivíduo ou pelo profissional de saúde, podem dar origem à demanda por serviços de saúde ambulatoriais ou hospitalares. A satisfação dessa demanda depende da existência dos recursos necessários para produzir os serviços desejados (Donabedian, 1973). Segundo o modelo de necessidades proposto por Hulka & Wheat (1985), o fator explicativo mais importante do uso de serviços de saúde é a necessidade de saúde dos indivíduos. Por sua vez, Wennberg (1985) argumenta que aspectos da oferta de serviços de saúde, tais como a disponibilidade de leitos e de profissionais e o padrão da prática profissional, têm papel importante na explicação da variação da utilização entre diferentes áreas, através da chamada demanda induzida pela oferta. A influência das necessidades de saúde sobre o uso de serviços depende, então, de como a oferta de serviços de saúde organiza-se em diferentes áreas.

As políticas de saúde influenciam a organização do sistema de saúde, as formas de financiamento, a conformação da participação do setor privado, a composição tecnológica e a localização geográfica dos hospitais. Esses fatores, associados à cultura médica local, à

natureza jurídica de cada prestador de serviço e ao seu modelo de gestão, interferem no tipo, na quantidade e na qualidade dos serviços disponibilizados para a população, bem como no tipo e na quantidade de recursos humanos e tecnológicos. Os serviços e recursos disponíveis, entendidos como os fatores capacitantes do consumo de serviços de saúde da área de moradia, influenciam, no caso, as admissões hospitalares (Travassos-Veras, 1992).

A "Inverse Care Law" (Hart, 1971) estipula que a disponibilidade de cuidado médico de boa qualidade tende a variar inversamente com a necessidade de saúde da população, sendo que essa lei opera de forma mais completa quando o cuidado médico é exposto às forças de mercado, e menos completa quando essa exposição é reduzida (Hart, 2000). No Brasil, a oferta de serviços de saúde segue a "Inverse Care Law", não sendo distribuída segundo necessidades de saúde. Por exemplo: a distribuição da rede hospitalar federal demonstra o caráter concentrador histórico da oferta de serviços hospitalares, que tende a seguir a localização da riqueza e do poder político. Metade do recurso de custeio da rede federal de saúde está concentrada no Rio de Janeiro e 96% estão concentrados no Sul e no Sudeste, predominantemente em duas cidades, Rio de Janeiro e Porto Alegre (Porto et al., 2002).

De forma geral, o gasto público federal *per capita* em saúde é bastante desigual entre os estados brasileiros. Em 1999, a razão entre o gasto *per capita* federal mais alto (Rio Grande do Sul) e o mais baixo (Amapá) foi de 2,66. Os seis Estados com gasto federal *per capita* acima da média nacional estão nas seguintes regiões: Sudeste (São Paulo e Rio de Janeiro), Sul (Paraná e Rio Grande do Sul) e Centro-Oeste (Mato Grosso do Sul e Distrito Federal). Todos os estados do Norte e Nordeste estão abaixo da média nacional, sendo que em três (Amazonas, Roraima e Amapá) o gasto *per capita* corresponde a menos

de 50% do valor médio nacional (Porto et al., 2002). Além disso, a diferente capacidade de autofinanciamento dos estados e municípios brasileiros (Piola & Biasoto Júnior, 2001) contribuiu para acentuar a desigualdade da oferta de serviços hospitalares.

Estudando o uso de hospitais na Inglaterra, Smith et al. (1994) encontraram que o acesso a médicos generalistas e a serviços hospitalares privados estava positivamente associados às internações hospitalares; e associada negativamente a existência de casas de repouso (“nursing care”) para idosos. Fisher et al. (2000) incluíram variáveis demográficas, sócio-econômicas e de necessidade e de oferta de serviços de saúde em cada área (número de leitos e de médicos) em modelos de análise do uso de serviços hospitalares em usuários do Medicare nos Estados Unidos. Os resultados mostraram que os residentes de áreas com maior oferta de leitos hospitalares tiveram maior chance de internar-se quando controlado por fatores sócio-econômicos e de necessidade de saúde.

Porto et al. (2002) utilizaram estratégias baseadas no modelo de demanda de Carr-Hill (Carr-Hill et al., 1994) para analisar o uso de internações hospitalares de curta permanência no Brasil em 1999. Dentre as variáveis analisadas, mostraram-se associados à internação hospitalar mortalidade infantil, percentual de analfabetos, número de pessoas por domicílio, número de leitos públicos por 1000 habitantes e número de leitos privados por 1000 habitantes. Os coeficientes encontrados para as três primeiras variáveis apresentaram sinais negativos, indicando desigualdade social no uso de hospitais. O efeito do número de leitos públicos sobre o uso foi positivo e o do número de leitos privados foi negativo.

Phillips et al. (1998) fizeram uma revisão estruturada de 139 artigos, enfocando os métodos que facilitam a modelagem de variáveis com diferentes níveis hierárquicos de

agregação e as relações complexas entre essas variáveis quando se utiliza o Modelo Comportamental (Andersen & Newman, 1973; Aday & Andersen, 1974; Andersen, 1995).

A incorporação de variáveis contextuais no Modelo Comportamental tem quatro implicações importantes na escolha do método a ser utilizado. Em primeiro lugar, variáveis ambientais podem ser medidas em nível agregado e a sua modelagem junto com dados de indivíduos requer o uso de modelos hierárquicos ou multiníveis (Hox, 1995).

Em segundo lugar, os componentes do modelo variam dependendo do tipo de utilização que se quer analisar, se início ou continuação do tratamento, particularmente no que se refere aos fatores relacionados aos provedores. A solução proposta nesse caso é o uso de “two part” ou “multipart equations”, com o objetivo de separar fatores que influenciam o uso inicial daqueles que afetam a quantidade do uso. Exemplos de uso desse tipo de modelo podem ser vistos em Häkkinen (2002) e em Noronha & Andrade (2002).

Em terceiro lugar, a existência de alças de feedback (simultaneidade, endogeneidade ou reciprocidade) deve ser considerada, de forma que características da oferta possam afetar a utilização e vice-versa. A solução proposta é a utilização de modelos de equações estruturais ou de equações simultâneas, utilizando, por exemplo, mínimos quadrados em dois estágios com variáveis instrumentais. Exemplos do uso desses tipos de modelo podem ser vistos em Häkkinen (1991), Carr-Hill et al. (1994, 2002), Smith et al (1994) e Porto et al. (2002).

Em quarto lugar, finalmente, variáveis contextuais às vezes têm relações complexas com outras variáveis e associações diretas e indiretas com a utilização. Para separar a influência independente de variáveis ou para levar em conta a ordem causal das variáveis, métodos como “path analysis” e entrada hierárquica de variáveis baseada em teoria podem

ser úteis. Exemplos de entrada hierárquica de variáveis podem ser vistos em Castro et al. (2002) e em César et al. (2002).

Modelos Teóricos do Uso de Serviços de Saúde

O modelo de demanda proposto por Carr-Hill (Carr-Hill et al., 1994) e descrito em Porto et al. (2002) parte do pressuposto de que o uso de serviços de saúde é influenciado pelas necessidades de saúde da população e pelas características da oferta de serviços. As necessidades de saúde geram demanda por serviços de saúde, demandas estas que devem resultar no uso desses serviços. A disponibilidade de serviços afeta a utilização de duas maneiras: a insuficiência da oferta implica em demanda não satisfeita e características da oferta podem induzir demanda. Por sua vez, a oferta é também determinada pelas necessidades e pelo uso atual e passado de serviços de saúde. Além disso, a condição social e as expectativas das pessoas também podem afetar a demanda por serviços de saúde. Resumindo, o modelo de demanda propõe que o uso na localidade i (U_i) é função das necessidades (N_i) e da oferta (O_i). Por sua vez, a oferta (O_i) é função das necessidades (N_i) do uso (U_i) e de variáveis sócio-econômicas não relacionadas de forma direta com as necessidades em saúde (X_i). Nesse modelo, existe simultaneidade na determinação da oferta e do uso.

O Modelo Comportamental (Andersen & Newman, 1973; Aday & Andersen, 1974; Andersen, 1995) pressupõe que o uso de serviços de saúde é função da predisposição dos indivíduos, de fatores capacitantes - que possibilitam ou impedem o uso - e da necessidade de cuidados de saúde. São características predisponentes: fatores demográficos, culturais e aqueles relacionados à estrutura social. Fatores capacitantes individuais e comunitários

devem estar presentes para que o uso de serviços de saúde ocorra: é preciso que existam instalações, equipamentos e equipes de saúde, e que os indivíduos tenham os recursos e os conhecimentos necessários para chegar aos serviços e fazer uso deles.

Na revisão de Phillips et al. (1998), analisou-se a inclusão de variáveis contextuais no Modelo Comportamental. Os autores chamaram de variáveis contextuais aquelas que medem o contexto ou o meio em que a utilização ocorre. As variáveis contextuais foram divididas em variáveis ambientais e variáveis relacionadas aos prestadores.

As variáveis ambientais incluem características gerais do sistema de saúde, fatores do ambiente externo e fatores capacitantes no nível da comunidade. As características gerais do sistema de saúde incluem aspectos como políticas de saúde, recursos disponíveis e forma de organização e de financiamento. Os fatores do ambiente externo referem-se ao clima econômico e político, ao nível de stress e violência, à distribuição de riqueza e às normas prevalentes numa sociedade. Os fatores capacitantes no nível da comunidade podem ser entendidos como as características do sistema de saúde naquela comunidade. As variáveis relacionadas aos prestadores incluem características dos provedores que interagem com características dos pacientes para influenciar a utilização.

Com relação à operacionalização das variáveis de oferta de serviços de saúde, a Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico - OECD (2001) sugere o uso de medidas diretas, não monetárias, da oferta e do uso de serviços de saúde. Essas medidas diretas podem ser "inputs" ou "outputs" intermediários do cuidado à saúde. Medidas de "input", tais como número de médicos, de enfermeiros e de leitos hospitalares, capturam o nível real de recursos do sistema de saúde. Medidas de "outputs" intermediários, tais como número de consultas médicas, de internações hospitalares e de receitas dispensadas, capturam a utilização real do sistema de saúde. A OECD também

sugere outras características dos sistemas de saúde, como a composição público-privada dos serviços de saúde.

Em artigo anterior (Castro et al., 2002), verificou-se que os principais determinantes de internações hospitalares no Brasil, segundo dados da PNAD 1998, foram condições de saúde dos indivíduos e que as pessoas de menor renda tiveram mais chance de ser internadas, quando ajustado por necessidades de saúde e fatores capacitantes. O objetivo dessa análise foi responder à seguinte pergunta: qual o impacto da oferta de serviços de saúde nos efeitos dos fatores de necessidade, predisponentes e capacitantes individuais sobre o uso de serviços hospitalares?

O modelo proposto para essa análise é baseado no Modelo Comportamental de Andersen (Andersen & Newman, 1973; Aday & Andersen, 1974; Andersen, 1995), incluindo variáveis contextuais, como discutido em Phillips et al. (1998). As razões da escolha desse modelo foram: o fato de ser um modelo bastante conhecido e exaustivamente utilizado pelos estudiosos da utilização de serviços de saúde e a possibilidade de operacionalizá-lo com as informações disponíveis para a análise. Uma das virtudes importantes do Modelo Comportamental é a sua flexibilidade. A forma exata do modelo e as variáveis incluídas ficam a critério do investigador e dependem da extensão da pesquisa prévia, do objetivo do estudo e da disponibilidade de dados (Phillips et al., 1998).

METODOLOGIA

Foram utilizados dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) 1998, da Pesquisa de Assistência Médico-Sanitária (AMS) 1999, do Sistema de Informações do Sistema Único de Saúde (DATASUS) e do Conselho Federal de Medicina (CFM). Uma breve descrição dos dados do Suplemento Saúde da PNAD 1998 utilizados pode ser vista em Castro et al. (2002). A AMS é realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e coleta, entre outras, informações sobre a oferta de serviços de saúde ambulatoriais e hospitalares em cada estado brasileiro.

As variáveis do indivíduo utilizadas foram: idade, sexo, cor/raça auto-referida, anos completos de escolaridade, renda familiar *per capita*, estado de saúde auto-avaliado, restrição das atividades habituais por motivo de saúde, ter estado acamado por motivo de saúde, presença de doenças crônicas, estado funcional, ter algum plano de saúde e ter serviço de saúde de uso regular, operacionalizadas como em Castro et al. (2002). Para medir o uso de serviços ambulatoriais, havia uma idéia inicial de utilizar o número de consultas médicas relatado por cada indivíduo na PNAD 1998, calculado a partir das variáveis v1347 e v1348. Todavia, como essa variável pode anteceder, estar ligada a ou se seguir à internação hospitalar, esse uso foi considerado inapropriado (ver discussão).

As variáveis de oferta foram operacionalizadas através das seguintes medidas: número de leitos hospitalares por 1000 habitantes (AMS 1999); percentual de leitos públicos (AMS 1999); complexidade da rede hospitalar, mensurado pelo Sistema de Classificação Hospitalar do Sistema Único de Saúde (Portaria GM 2224 de 05/12/2002); número de médicos por 1000 habitantes (obtido através do Conselho Federal de Medicina - CFM) e número de Postos de Saúde e Centros de Saúde do SUS por 10.000 habitantes (DATASUS). Foram também utilizadas medidas contextuais, a saber: número médio de

internações por habitante por ano, de duas fontes (PNAD e DATASUS), e número médio de consultas médicas por habitante por ano, também de duas fontes (PNAD e DATASUS).

Foram utilizados modelos de regressão hierárquicos multivariados (Hox, 1995). Para adultos e crianças em separado, foram ajustados dois modelos: um logístico, cuja variável resposta foi ocorrência ou não de internação, e um de Poisson, modelando o número de reinternações dos indivíduos. O primeiro nível considerado foi o indivíduo e o segundo nível foi a unidade da federação de residência daquele indivíduo. O software utilizado foi o R (Ihaka & Gentleman, 1996), usando a função `glmmPQL` da biblioteca MASS (Venables & Ripley, 1999), como descrito em Verzilla (2003). O ajuste de modelo de Poisson apenas para o nível individual indicou a presença de superdispersão, que foi ajustada através da inclusão dos efeitos aleatórios nos modelos multiníveis (Hinde & Demétrio, 1998).

Todas as variáveis de oferta foram centralizadas na média, de forma a facilitar o processo de estimação. Todas as variáveis explicativas referentes aos indivíduos foram mantidas nos modelos. Quanto às variáveis de oferta, apenas aquelas significativas (número de leitos por habitante e número de médicos por habitante) foram mantidas no modelo final.

RESULTADOS

Os adultos mais idosos, do sexo feminino, da cor/raça branca, em piores condições de saúde e com menor renda tiveram maiores chances de serem internados (Tabela 1). Tudo o mais igual, os adultos que possuíam planos de saúde e serviço de saúde de uso regular tiveram maiores chances de serem internados. A inclusão das variáveis de oferta não teve impacto nos coeficientes das variáveis do indivíduo. O coeficiente de correlação intra-classe (CCIC), que representa a proporção da variabilidade explicada pelo nível do estado,

foi pequeno, apenas 2%. As variáveis de oferta significativas foram o número médio de leitos por habitante (OR 1,21 IC 95% 1,06-1,39) e o número de médicos por habitante (OR 0,85 IC 95% 0,78 a 0,94). Quanto maior o número médio de leitos, maior a chance de internação e quanto maior o número de médicos, menor a chance de internação.

As crianças mais novas, do sexo masculino, em piores condições de saúde e com menor renda tiveram maiores chances de serem internadas (Tabela 2). Como para adultos, as crianças que possuíam um plano de saúde tiveram maior chance de serem internadas. Também nesse modelo as variáveis de oferta não alteraram os coeficientes das variáveis individuais. O CCIC foi de 3%. As variáveis de oferta significativas foram o número de leitos por 1000 habitantes (OR 1,40 IC 95% 1,22-1,61) e o número de médicos por 1000 habitantes (OR 0,82 IC 95% 0,74-0,91). Como para adultos, quanto maior o número médio de leitos, maior a chance de internação e quanto maior o número de médicos, menor a chance de internação.

Com relação ao número de reinternações em adultos (Tabela 3), os fatores associados positivamente foram piores condições de saúde, baixa renda e baixa escolaridade. Esses resultados foram compatíveis com os do modelo multinomial utilizado em Castro et al (2002). Nenhuma variável de oferta foi significativa. Com relação ao número de reinternações em crianças (Tabela 4), os fatores associados ao aumento desse número foram piores condições de saúde e menor renda. Também nesse caso, os resultados foram compatíveis com os do modelo multinomial utilizado em Castro et al (2002) e nenhuma das variáveis de oferta foi significativa. Para adultos, o CCIC foi de 1% e, para crianças, de 2%.

Não foram significativas as seguintes variáveis de oferta: complexidade dos hospitais, percentual de leitos públicos, número médio de internações por habitante, número

médio de consultas por habitante e número de postos de saúde e centros de saúde públicos por habitante, sendo que estas variáveis foram removidas dos modelos finais.

DISCUSSÃO

Uma primeira consideração que se faz importante é o entendimento, implícito nesta discussão, de que o uso de serviços hospitalares, quando associado às necessidades de saúde, é considerado necessário, lembrando a possível existência de outras possibilidades terapêuticas. Por outro lado, a existência de um efeito da oferta de serviços de saúde em modelos controlados por necessidades sugere indução ou repressão da demanda de serviços de saúde pela oferta.

A inclusão de variáveis de oferta no modelo explicativo do uso de serviços hospitalares não alterou substancialmente o efeito das variáveis do indivíduo. Ou seja, para adultos e crianças, a oferta não alterou a relação entre as variáveis individuais de necessidade, predisponentes e capacitantes e o uso de internações hospitalares. Esse resultado pode ser justificado pelo fato de 97 a 99% da variação na chance de internação serem explicados por características do indivíduo, ou seja, apenas 1 a 3% da variação do uso das internações pode ser atribuído a diferenças na oferta entre as unidades da federação. Dessa forma, deve-se enfatizar que a oferta não altera a associação entre situação social e uso de internações hospitalares no Brasil, favorável aos indivíduos mais pobres e aos que tem plano de saúde e serviço de saúde de uso regular, e que necessidades de saúde foram o principal determinante das internações hospitalares.

A oferta medida no nível da unidade da federação praticamente não afetou o uso individual de serviços hospitalares. Uma possível explicação pode estar relacionada à área geográfica inapropriada para a análise. As unidades da federação brasileiras são muito

extensas e com grande diversidade interna, não sendo o nível de desagregação ideal para se estudar o efeito da oferta no uso de serviços de saúde. Além disso, na época do estudo o papel do estado, enquanto gestor do SUS, estava bastante esvaziado, tendo sido resgatado posteriormente a partir das Normas Operacionais de Assistência à Saúde (NOAS) (Ministério da Saúde, 2001). Porém, o estado é o menor nível de desagregação possível para as informações da PNAD 1998, para permitir o cruzamento com as informações de oferta de serviços de saúde obtidas de outras bases de dados, como a AMS 1999 e o DATASUS.

Considerando especificamente o efeito da oferta de leitos hospitalares, o que parece ter ocorrido foi um caso de demanda induzida pela oferta, ou seja, mesmo ajustando-se por necessidades de saúde e outras variáveis individuais pertinentes, quanto maior o número de leitos disponíveis, maior a chance do indivíduo internar-se e quanto menor o número de leitos, menor a chance do indivíduo internar-se. Esse achado sinaliza a existência de um certo número de internações que poderiam ser evitadas, permitindo que esses recursos fossem aplicados em outros serviços. Por outro lado, esse efeito significa também que, quando a oferta for insuficiente, internações justificadas por necessidades de saúde podem deixar de ocorrer.

O número de médicos por habitante foi utilizado como uma medida da capacidade de atendimento ambulatorial em cada unidade da federação. Considerando que o número de médicos está inversamente relacionado à chance de admissão hospitalar, uma oferta adequada de serviços ambulatoriais poderia contribuir para um uso mais racional das internações hospitalares. Essa constatação também remete à discussão do problema da má distribuição dos médicos no Brasil (Associação Médica Brasileira, 2000), que ainda é

bastante acentuada, apesar da existência de programas como o Programa de Interiorização do Trabalho em Saúde (PITS), atualmente em funcionamento (Ministério da Saúde, 2003).

Como se esperava, as reinternações hospitalares foram determinadas pelas necessidades de saúde, não tendo havido efeito da oferta de serviços hospitalares sobre elas. A partir de uma primeira internação, as internações subsequentes foram motivadas pelas necessidades de saúde e não pela oferta.

Devido ao efeito relativamente modesto das variáveis de oferta, algumas tentativas de correção da oferta de leitos foram exploradas. Entre essas, o número de leitos por habitante multiplicado pela densidade demográfica e pela densidade demográfica ao quadrado resultaram em coeficientes absolutamente nulos e foram descartadas. A transformação, elevando o número de leitos ao quadrado, levou à diminuição do efeito dessa variável. A oferta de leitos multiplicada pela taxa de ocupação média nos estados revelou-se interessante no modelo para crianças, realçando o efeito dessa variável; entretanto, para adultos, tal variável não foi significativa. Esse indicador corrige a oferta, representando a efetivamente utilizada e não a sua totalidade existente.

A inclusão do uso individual de consultas ambulatoriais em um modelo explicativo de uso de serviços hospitalares é passível de discussão. A tentativa de incorporar essa variável nos modelos mostrou valores de razão de chances (OR) muito elevados. O grande efeito dessa variável indica que, quando proveniente de dados transversais, ela não deva ser incluída nos modelos, por tratar-se de uma variável interveniente (Victora et al., 1997), que não tem com a internação uma relação bidirecional: tanto pode ser causa quanto efeito. Além disso, o número médio de consultas ambulatoriais obtidos da PNAD foi menor do que o número de consultas pagas pelo SUS para alguns estados. A informação sobre consultas na PNAD tende a ser subestimada, devido ao viés de memória, enquanto que as

consultas do SUS podem ser superestimadas, por problemas no faturamento e processamento nos dados. Além disso, caso os dados fossem disponíveis, poderia ser interessante incluir consultas básicas e especializadas em separado nas análises, pois as primeiras são em geral mais disponíveis e poderiam funcionar como preventivas das internações, enquanto que as segundas são em geral mais escassas e poderiam estar mais diretamente associadas às internações hospitalares.

Os resultados encontrados ressaltam a importância das características dos indivíduos no uso de internações hospitalares no Brasil. Além disso, os resultados exprimem a conformação do sistema de saúde brasileiro, composto pelo Sistema Único de Saúde (SUS) e por um setor privado de saúde suplementar. O Brasil apresenta grande inadequação na oferta de leitos hospitalares, seja pelo excesso em alguns locais, pela falta em outros, pela baixa complexidade dos leitos ofertados ou mesmo por problemas de qualidade do cuidado ofertado. E, se ainda for correta a hipótese levantada pelos nossos resultados, de que existiu algum nível de demanda induzida pela oferta no uso de serviços hospitalares no Brasil, investigações mais aprofundadas merecem ser feitas nessa área, de forma a subsidiar intervenções, visando uma maior adequação do sistema às necessidades da população.

AGRADECIMENTOS

À Viviane Alves Vieira, pela ajuda na preparação de alguns dados utilizados nessa análise.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Aday, L.A. & Andersen, R.M., 1974. A Framework for the Study of Access to Medical Care. *Health Services Research*, 9(fall):208-220.
2. Andersen, R. & Newman, J. F., 1973. Societal and Individual Determinants of Medical Care Utilization in the United States. *Milbank Quarterly*, 51:95-124.
3. Andersen, R.M., 1995. Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does It Matter? *Journal of Health and Social Behavior*, 36(1):1-10.
4. Associação Médica Brasileira (AMB), 2000. Editorial. *Jornal da Associação Médica Brasileira*, 41(1306).
5. Carr-Hill R. A.; Sheldon T. A.; Smith P.; Martin S.; Peacock S.; Hardman G., 1994. Allocating resources to health authorities: development of method for small area analysis of use of inpatient services. *British Medical Journal*, 309:1046-1049.
6. Carr-Hill R. A.; Jamison J. Q.; O'Reilly D.; Stevenson M. R.; Reid J.; Merriman B., 2002. Risk adjustment for hospital use using social security data: cross sectional small area analysis. *British Medical Journal*, 324:1-4.
7. Castro, M. S. M.; Travassos C.; Carvalho M. S., 2002. Fatores Associados às Internações Hospitalares no Brasil. *Ciência e Saúde Coletiva*, 7(4):795-811.
8. César J.A.; Horta, B.L.; Gomes G.; Shehadeh, I.; Chitolina J.; Rangel, L.; Saraiva, A.O. & Oliveira, A.K., 2002. Utilização de serviços de saúde por menores de cinco anos no extremo Sul do Brasil. *Cadernos de Saúde Pública*, 18(1):299-305.
9. Donabedian, A., 1973. The assessment of need. In: *Aspects of Medical Care Administration*. Harvard University Press, p.58-77.
10. Fisher E. S.; Wennberg J. E.; Stukel T. A.; Skinner J. S.; Sharp S. M.; Freeman J. L.; Gittelsohn A. M., 2000. Associations among Hospital Capacity, Utilization, and

- Mortality of U.S. Medicare Beneficiaries, Controlling for Sociodemographic Factors. *Health Services Research*, 34(6):1351-1362.
11. Häkkinen, U., 1991. The production of health and the demand for health care in Finland. *Social Science and Medicine*, 33(3):225-237.
 12. Häkkinen, U., 2002. Change in determinants of use of physician services in Finland between 1987 and 1996. *Social Science and Medicine*, 55(9):1523-37.
 13. Hart, J. T., 1971. The inverse care law. *Lancet*, i:(405-412).
 14. Hart, J. T., 2000. Commentary: Three decades of the inverse care law. *British Medical Journal*, 320 (7226):15.
 15. Hinde, J., Demétrio, C.G.B., 1998. *Overdispersion: Models and Estimation*. São Paulo (SP): Associação Brasileira de Estatística.
 16. Hox J. J., 1995. *Applied Multilevel Analysis*. Amsterdam: TT-Publicaties, 118pp.
 17. Hulka B. S & Wheat J. R., 1985. Patterns of Utilization: The Patient Perspective. *Medical Care*, 25(3):438-451.
 18. Ihaka, R. & Gentleman, R., 1996. R: A Language for Data Analysis and Graphics. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 5:299-314. Disponível em <http://www.r-project.org/>
 19. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), 1999. *Estatísticas de Saúde – Assistência Médico-Sanitária*. Rio de Janeiro (RJ): Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística.
 20. Ministério da Saúde, 2001. *Portaria 95 de 26 de Janeiro de 2001 [Norma Operacional de Assistência à Saúde do Sistema Único de Saúde]*. DOU, 29/01/2001.
 21. Ministério da Saúde, 2002. *Portaria GM 2224 de 05/12/2002 [Estabelece o Sistema de Classificação Hospitalar do Sistema Único de Saúde]*.

22. Ministério da Saúde, 2003. Secretaria de Políticas de Saúde. Programa de Interiorização do Trabalho em Saúde (PITS). Disponível em <http://portalweb01.saude.gov.br/pits/>
23. Noronha & Andrade (2002). Desigualdade Social no Acesso aos Serviços de Saúde na Região Sudeste do Brasil. X Seminário sobre a Economia Mineira.
24. Organization for Economic Co-operation and Development – OECD, 2001. Labor Market and Social Policy - Occasional Papers no. 46: Exploring the Effects of Health Care on Mortality across OECD Countries. Paris: OECD, 40p.
25. Piola S. F. & Biasoto Júnior, G., 2001. Financiamento do SUS nos anos 90. In: *Brasil: Radiografia da Saúde* (Barjas Negri & Geraldo Di Giovanni, org.), pp. . Campinas (SP): UNICAMP.
26. Phillips K. A.; Morrison K. R.; Andersen R.; Aday L. A., 1998. Understanding the Context of Healthcare Utilization: Assessing Environmental and Provider-Related Variables in the Behavioral Model of Utilization. *Health Services Research*, 33(3):571-96.
27. Porto, S. M., Viacava, F., Landmann Szwarcwald, C., Martins, M., Travassos, C., Piola, S., Vianna, S. M., Ugá, M. A. ; Vianna, C. M., 2002. Metodologia de Alocação Equitativa de Recursos. Relatório do projeto REFORSUS. Rio de Janeiro: ENSP/FIOCRUZ.
28. Smith, P.; Sheldon, T.A.; Carr-Hill, R. A.; Martin S.; Peacock S.; Hardmann G., 1994. Allocating resources to health authorities: results and policy implications of small area analysis of inpatient services. *British Medical Journal*, 309:1050-1054.
29. Travassos-Veras C. M., 1992. Equity in the use of private hospitals contracted by a compulsory insurance scheme in the city of Rio de Janeiro, Brazil, in 1986. Tese de Doutorado, The London School for Economics and Political Science, 283p.

30. Venables, W. N. & Ripley, B. D., 1999. MASS library for version 6.2. Available at <http://www.stats.ox.ac.uk/pub/MASS3/sites.html>
31. Verzilla, C., 2003. Fitting mixed-effects models in R (version 1.5.1). Draft. Available at <http://multilevel.ioe.ac.uk/softrev/reviewr.pdf>
32. Victora, C. G.; Huttly, S. R.; Fuchs, S. C.; Olinto, M. T. A., 1997. The role of conceptual frameworks in epidemiological analysis: A hierarchical approach. *International Journal of Epidemiology*, 26:224-227.
33. Wennberg J. E., 1985. On Patient Need, Equity, Supplier-induced Demand, and the Need to Assess the Outcome of Common Medical Practices. *Medical Care*, 23(5):512-521.

Tabela 1 - Modelo Logístico Final para Adultos

		Coefficiente	OR	LI 95%	LS 95%	Desvio-Padrão	Valor p
Intercepto		-4,62	0,01	0,01	0,01	0,0587	<,0001
Idade	A Cada Ano	0,01	1,01	1,01	1,01	0,0007	<,0001
Sexo	Masculino		1,00				
	Feminino	0,04	1,04	1,01	1,08	0,0186	0,0185
Auto-Avaliação Estado de Saúde	Muito Bom		1,00				
	Bom	0,41	1,51	1,42	1,62	0,0335	<,0001
	Regular	1,09	2,97	2,76	3,19	0,0369	<,0001
	Ruim	1,43	4,17	3,81	4,57	0,0463	<,0001
	Muito Ruim	1,44	4,23	3,70	4,83	0,0676	<,0001
Restrição da Atividades Habituais	Não		1,00				
	Sim	0,55	1,73	1,62	1,84	0,0330	<,0001
Estiveram Acamados	Não		1,00				
	Sim	0,76	2,14	1,99	2,30	0,0366	<,0001
Número de Doenças Crônicas	Nenhuma		1,00				
	Uma	0,34	1,40	1,33	1,47	0,0257	<,0001
	Duas	0,43	1,54	1,45	1,63	0,0308	<,0001
	Três	0,56	1,75	1,63	1,88	0,0360	<,0001
	Quatro ou Mais	0,81	2,24	2,08	2,41	0,0374	<,0001
Dificuldade Alimentar-se, Tomar Banho e Ir ao Banheiro	Não Tem Dificuldade		1,00				
	Pequena Dificuldade	0,39	1,48	1,38	1,59	0,0374	<,0001
	Grande Dificuldade	0,58	1,78	1,61	1,97	0,0517	<,0001
	Não Consegue	0,60	1,82	1,57	2,12	0,0774	<,0001
Renda Familiar Per Capita Em Faixas de Salário Mínimo	Mais de 2 SM		1,00				
	0,75 a 2 SM	-0,01	0,99	0,94	1,04	0,0257	0,5993
	Até 0,75 SM	0,08	1,08	1,02	1,15	0,0304	0,0077
	Sem Renda	0,23	1,26	1,10	1,45	0,0693	0,0007
	Sem Informação	0,06	1,06	0,96	1,19	0,0552	0,2571
Escolaridade	9 ou Mais Anos		1,00				
	5 a 8 Anos	0,04	1,04	0,99	1,11	0,0290	0,1318
	1 a 4 Anos	0,04	1,04	0,98	1,10	0,0295	0,1835
	Sem Instrução	-0,03	0,97	0,90	1,04	0,0359	0,3682
Raça	Outros		1,00				
	Branços	0,06	1,06	1,02	1,10	0,0208	0,0053
Plano de Saúde	Não Tem		1,00				
	Um	0,50	1,65	1,57	1,73	0,0240	<,0001
	Mais de Um	0,86	2,35	2,10	2,64	0,0586	<,0001
Serviço de Saúde de Uso Regular	Não		1,00				
	Sim	0,26	1,30	1,24	1,36	0,0221	<,0001
Número de leitos por 1000 habitantes		0,19	1,21	1,06	1,39	0,0699	0,0109
Número de médicos por 1000 habitantes		-0,16	0,85	0,78	0,94	0,0481	0,0033

Tabela 2 - Modelo Logístico Final para Crianças

		Coefficiente	OR	LI 95%	LS 95%	Desvio-Padrão	Valor p
Intercepto		-3,19	0,04	0,04	0,05	0,0792	<,0001
Idade	A Cada Ano	-0,14	0,87	0,86	0,88	0,0040	<,0001
Sexo	Masculino		1,00				
	Feminino	-0,15	0,86	0,81	0,92	0,0319	<,0001
Auto-Avaliação Estado de Saúde	Muito Bom		1,00				
	Bom	0,43	1,54	1,42	1,66	0,0396	<,0001
	Regular	1,24	3,46	3,12	3,84	0,0536	<,0001
	Ruim e Muito Ruim	1,77	5,84	4,78	7,15	0,1030	<,0001
Restrição da Atividades Habituais	Não		1,00				
	Sim	0,41	1,50	1,32	1,71	0,0672	<,0001
Estiveram Acamados	Não		1,00				
	Sim	0,69	1,99	1,72	2,31	0,0765	<,0001
Número de Doenças Crônicas	Nenhuma		1,00				
	Uma	0,83	2,30	2,12	2,50	0,0422	<,0001
	Duas ou Mais	1,14	3,11	2,45	3,95	0,1213	<,0001
Renda Familiar Per Capita	Mais de 2 SM		1,00				
Em Faixas de Salário Mínimo	0,75 a 2 SM	-0,04	0,96	0,86	1,07	0,0552	0,4705
	Até 0,75 SM	0,09	1,09	0,97	1,22	0,0571	0,1341
	Sem Renda	0,19	1,21	1,03	1,43	0,0831	0,0201
	Sem Informação	-0,01	0,99	0,77	1,29	0,1317	0,9619
Plano de Saúde	Não Tem		1,00				
	Um	0,42	1,51	1,39	1,65	0,0446	<,0001
	Mais de Um	0,23	1,26	0,96	1,67	0,1415	0,0996
Serviço de Saúde de Uso Regular	Não		1,00				
	Sim	0,26	1,30	1,20	1,41	0,0407	<,0001
Número de leitos por 1000 habitantes		0,34	1,40	1,22	1,61	0,0721	0,0001
Número de médicos por 1000 habitantes		-0,20	0,82	0,74	0,90	0,0498	0,0005

Tabela 3 - Modelo Poisson para Número de Reinternações Reduzido para Adultos

		Coefficiente	OR	LI 95%	LS 95%	Desvio-padrão	Valor p
Intercepto		-1,90	0,15	0,11	0,20	0,1434	<,0001
Idade	A Cada Ano	0,00	1,00	0,99	1,00	0,0014	0,0075
Sexo	Masculino		1,00				
	Feminino	0,01	1,01	0,94	1,10	0,0409	0,7463
Auto-Avaliação Estado de Saúde	Muito Bom		1,00				
	Bom	-0,01	0,99	0,78	1,25	0,1194	0,9014
	Regular	0,52	1,69	1,34	2,12	0,1179	<,0001
	Ruim	0,86	2,37	1,86	3,03	0,1249	<,0001
	Muito Ruim	1,02	2,78	2,12	3,64	0,1373	<,0001
Restrição da Atividades Habituais	Não		1,00				
	Sim	0,10	1,11	0,99	1,25	0,0599	0,0858
Estiveram Acamados	Não		1,00				
	Sim	0,25	1,29	1,14	1,45	0,0614	<,0001
Número de Doenças Crônicas	Nenhuma		1,00				
	Uma	0,22	1,24	1,08	1,43	0,0719	0,0023
	Duas	0,37	1,45	1,25	1,69	0,0756	<,0001
	Três	0,36	1,43	1,22	1,67	0,0815	<,0001
	Quatro ou Mais	0,64	1,90	1,64	2,21	0,0772	<,0001
Dificuldade Alimentar-se, Tomar Banho e Ir ao Banheiro	Não Tem Dificuldade		1,00				
	Pequena Dificuldade	0,31	1,36	1,21	1,53	0,0591	<,0001
	Grande Dificuldade	0,26	1,30	1,13	1,49	0,0718	0,0003
	Não Consegue	0,30	1,35	1,12	1,64	0,0975	0,0019
Renda Familiar Per Capita Em Faixas de Salário Mínimo	Mais de 2 SM		1,00				
	0,75 a 2 SM	0,08	1,08	0,96	1,22	0,0601	0,1762
	Até 0,75 SM	0,15	1,16	1,02	1,32	0,0678	0,0288
	Sem Renda	0,51	1,66	1,31	2,12	0,1234	<,0001
	Sem Informação	-0,04	0,97	0,73	1,27	0,1397	0,8007
Escolaridade	9 ou Mais Anos		1,00				
	5 a 8 Anos	0,04	1,05	0,90	1,22	0,0776	0,567
	1 a 4 Anos	0,13	1,14	0,99	1,32	0,0743	0,073
	Sem Instrução	0,28	1,33	1,13	1,56	0,0827	0,0007
Raça	Outros		1,00				
	Brancos	-0,05	0,95	0,87	1,04	0,0443	0,2389
Plano de Saúde	Não Tem		1,00				
	Um	0,04	1,05	0,94	1,16	0,0540	0,4131
	Mais de Um	-0,23	0,79	0,56	1,12	0,1760	0,1871
Serviço de Saúde de Uso Regular	Não		1,00				
	Sim	0,10	1,11	1,00	1,22	0,0512	0,051
Número de leitos por 1000 habitantes		0,11	1,11	0,95	1,29	0,0776	0,1871
Número de médicos por 1000 habitantes		0,05	1,05	0,95	1,16	0,0524	0,377

Tabela 4 - Modelo de Poisson para Número de Reinternações Reduzido para Crianças

		Coefficiente	OR	LI 95%	LS 95%	Desvio-Padrão	Valor p
Intercepto		-2,36	0,09	0,06	0,15	0,2233	<,0001
Idade	A Cada Ano	-0,01	0,99	0,97	1,01	0,0094	0,2239
Sexo	Masculino		1,00				
	Feminino	0,01	1,01	0,87	1,18	0,0777	0,8705
Auto-Avaliação Estado de Saúde	Muito Bom		1,00				
	Bom	0,41	1,51	1,14	2,00	0,1443	0,0043
	Regular	1,16	3,18	2,37	4,27	0,1498	<,0001
	Ruim e Muito Ruim	1,86	6,45	4,57	9,09	0,1755	<,0001
Restrição da Atividades Habituais	Não		1,00				
	Sim	0,17	1,18	0,92	1,52	0,1302	0,2001
Estiveram Acamados	Não		1,00				
	Sim	0,17	1,18	0,90	1,55	0,1377	0,2241
Número de Doenças Crônicas	Nenhuma		1,00				
	Uma	0,49	1,63	1,38	1,94	0,0869	<,0001
	Duas ou Mais	0,70	2,01	1,46	2,78	0,1646	<,0001
Renda Familiar Per Capita Em Faixas de Salário Mínimo	Mais de 2 SM		1,00				
	0,75 a 2 SM	0,36	1,43	1,05	1,96	0,1605	0,0247
	Até 0,75 SM	0,40	1,49	1,08	2,05	0,1633	0,0155
	Sem Renda	0,02	1,02	0,65	1,61	0,2322	0,9354
	Sem Informação	-0,32	0,73	0,30	1,74	0,4448	0,4716
Plano de Saúde	Não Tem		1,00				
	Um	0,17	1,18	0,95	1,48	0,1139	0,1417
	Mais de Um	-0,10	0,91	0,39	2,11	0,4328	0,8184
Serviço de Saúde de Uso Regular	Não		1,00				
	Sim	0,01	1,01	0,83	1,23	0,1000	0,9289
Número de leitos por 1000 habitantes		-0,02	0,98	0,76	1,26	0,1297	0,8621
Número de médicos por 1000 habitantes		-0,08	0,92	0,77	1,10	0,0908	0,3822

CONCLUSÃO

Conclusão

As políticas sociais no Brasil são objeto de intensas análises e discussões. No caso da saúde, do ponto de vista de onde são gastos os recursos (ver Ministério da Fazenda, 2003), percebe-se que as políticas públicas são media das em grande parte pelas ações do Sistema Único de Saúde (SUS), excetuando-se apenas as renúncias fiscais.

O setor hospitalar passa por um momento de transformação e crise no Brasil. O número de hospitais e de leitos existentes no país vem caindo ano após ano. Apesar desta tendência de queda, as taxas de ocupação são bastante baixas. Uma razão importante para isso é que patologias antes tratadas em regime hospitalar hoje são passíveis de atenção ambulatorial ou domiciliar, principalmente depois da criação dos Programas de Saúde da Família (PSF).

A crise do setor passa também pela crise geral do financiamento da saúde e pela gestão hospitalar não profissional e ineficiente. A influência da má gestão torna-se mais séria em contextos como o brasileiro, pois, em uma situação de recursos escassos, a gestão eficiente se torna imprescindível para a sobrevivência das instituições. Além disso, para sobreviver, muitos hospitais captaram recursos junto ao setor financeiro, o que resultou em dívidas pesadas e em alguns casos impagáveis, fato este que acaba por demarcar a gravidade da crise.

Outros problemas somam-se aos mencionados no parágrafo anterior: a rapidez da incorporação tecnológica no setor de saúde, relativamente desregulada no Brasil; o aumento de preços de determinados insumos indispensáveis à atuação do hospital, como medicamentos, muito superior aos aumentos de salários e outros preços; a complexidade da instituição hospitalar, quando comparado às estruturas de cuidado ambulatorial; e o papel desempenhado pelas corporações médicas dentro dos hospitais. Além disso, o papel do hospital dentro do sistema de saúde depende do modelo assistencial adotado.

Dada a importância da análise do setor hospitalar no Brasil, essa tese se propôs a responder algumas perguntas sobre o uso das internações hospitalares no Brasil, perguntas estas relacionadas aos fatores associados, aos grandes usuários, às reinternações, à equidade do uso e ao efeito da oferta de serviços de saúde sobre o uso.

Existe uma noção de que o uso das internações hospitalares seria bastante desigual, do ponto de vista sócio-econômico, no Brasil, como tudo o mais é bastante desigual neste país. A revisão da literatura brasileira mostrou que esta desigualdade não é evidente para as

internações hospitalares, ao contrário do que ocorre para o consumo de serviços de saúde em geral e, particularmente, para os serviços ambulatoriais. O resultado principal do primeiro artigo, de que as desigualdades sociais na utilização de serviços hospitalares no Brasil, aí incluídos os grandes usuários, quando presentes, eram favoráveis às pessoas de pior nível sócio-econômico e também àquelas com mais acesso aos serviços de saúde, contradiz em parte esta noção do senso comum. Por um lado, esta igualdade relativa pode ser vista como um fato positivo, pois as pessoas de pior condição sócio-econômica estariam de alguma forma tendo acesso às internações hospitalares. Por outro lado, ela pode ser vista como um fato negativo, pois a igualdade poderia ser produto de uma situação em que por falta de acesso a serviços ambulatoriais e preventivos os indivíduos mais pobres só teriam acesso ao hospital, último recurso do sistema de saúde, possivelmente de forma tardia e em situações mais graves.

Possivelmente a situação era muito mais desigual antes da implantação do SUS e a sua implantação deve ter contribuído de alguma forma para a redução desta desigualdade. Apesar de terem sido encontradas algumas evidências neste sentido na revisão da literatura, essas são perguntas ainda a serem respondidas. De qualquer forma, do ponto de vista das políticas públicas, como as internações mostraram-se associadas às necessidades de saúde e ao acesso, políticas nacionais com vistas a melhorar o acesso aos serviços de saúde e a qualidade dos serviços prestados são bastante pertinentes, e em alguma medida já estão sendo feitas.

Outra questão fundamental referente às internações hospitalares são os grandes usuários, que são pessoas que, devido à sua situação de saúde, consomem parte substancial das internações e do gasto hospitalar. O primeiro artigo mostrou que condições sociais não influenciavam a segunda internação de um indivíduo. A partir deste resultado, foi sugerido que uma segunda internação seria predominantemente decorrência da primeira, enquanto que uma terceira (ou quarta ou mais) internação durante o ano seria um evento relativamente independente da primeira internação, mais prevalente entre indivíduos de pior condição social e em precárias condições de saúde.

No segundo artigo, foi feito um grande investimento no uso de metodologias estatísticas bastante recentes para análise de eventos repetidos no tempo. Recomendou-se o ajuste dos modelos de Prentice, Williams and Peterson (PWP) e de fragilidade, e que, caso haja discrepância importante entre eles, o modelo PWP seja preferido, quando for possível a incorporação de mais variáveis clínicas. Caso não seja possível, sugeriu-se o uso do

modelo de fragilidade, pois ele leva em conta características individuais não mensuradas. O achado principal deste artigo é de que, tanto para os adultos como para as crianças, as readmissões mostraram-se associadas à gravidade da doença, medida indiretamente através do maior número de dias de permanência na internação anterior e da ocorrência de óbito na última internação observada no período, sinalizando que estas readmissões podem ter sido justificadas por necessidades de saúde. Não foi possível testar a hipótese que havia sido levantada no primeiro artigo porque não havia dados disponíveis sobre condição sócio-econômica.

Embora este estudo tenha sido realizado em apenas um hospital, ficou claramente demonstrada a relevância destas metodologias para o estudo de internações hospitalares. Vale ressaltar que, com a implantação do sistema informatizado que permitirá a indexação de todos os atendimentos de uma pessoa, o chamado “Cartão SUS”, a execução deste tipo de análise será grandemente facilitada em todo o país, permitindo inclusive a incorporação da informação sobre o uso ambulatorial prévio e/ou subsequente à internação em questão.

As ações a serem desenvolvidas para melhorar o acesso da população aos serviços de saúde, em grande parte das vezes, são desenvolvidas sobre os prestadores de serviços. Logo, é fundamental considerar a influência da oferta de serviços de saúde sobre o uso. No terceiro artigo, foram incorporadas informações da oferta de serviços de saúde em um nível macro, a Unidade Federativa brasileira. As variáveis deste nível tiveram um efeito pequeno (1 a 3%) sobre o uso, quando comparado aos efeitos das variáveis individuais. Considerando que o uso de serviços só pode ocorrer se o serviço for ofertado, o achado de um efeito da oferta, quando controlado por fatores capacitantes, predisponentes e de necessidades de saúde, sugere a existência de demanda induzida pela oferta. Por um lado, unidades da federação com mais leitos hospitalares poderiam ter admissões desnecessárias, motivadas não pela necessidade, mas pelas características da oferta – principalmente relacionadas à decisão médica - que poderiam ser evitadas se alternativas terapêuticas fossem oferecidas. A sobre-utilização também pode ser devida a problemas de acesso e qualidade da atenção ambulatorial básica e especializada. Por outro lado, nas unidades da federação com poucos leitos hospitalares, as admissões necessárias podem não ter sido realizadas por causa da ausência de leitos disponíveis.

O outro efeito significativo encontrado foi uma associação inversa do número de médicos com as admissões hospitalares, o que poderia estar refletindo a influência do cuidado ambulatorial no uso do hospital. Esse é uma questão central, do ponto de vista do

modelo assistencial adotado no sistema de saúde. Políticas de abertura ou de fechamento de leitos, quando apropriadas, e de melhoria da distribuição de médicos e de serviços ambulatoriais resolutivos no país, que em alguma medida já vem sendo feitas, mostram-se bastante pertinentes face aos resultados encontrados.

Não se deve aceitar como aspecto puramente positivo ou como problema resolvido a relativa equidade, do ponto de vista estritamente quantitativo, que foi encontrada na utilização de internações no Brasil. Ela reflete também distorções no modelo assistencial e encobre a dificuldade de acesso para obter atendimento no lugar certo e no momento adequado, dificuldade essa certamente marcada pelas desigualdades sociais. Porém, essa relativa equidade sugere fortemente a todos, gestores do SUS e pesquisadores da saúde pública, um passo adiante na análise das internações hospitalares, que seria a avaliação da qualidade do cuidado prestado à população brasileira, esse sim, provavelmente bastante desigual, em prejuízo da população de pior nível sócio-econômico.

Referência Bibliográfica

- 1) Ministério da Fazenda. Secretaria de Política Econômica. Gasto Social do Governo Central: 2001 e 2002. Brasília, novembro de 2003, 47p. Disponível em: www.fazenda.gov.br